

論文 中国の地域分業構造の変容と域内市場効果

著者	青木 浩治
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア 経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	47
号	2
ページ	2-34
発行年	2006-02
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00007491

中国の地域分業構造の変容と域内市場効果

あお き こう じ
青 木 浩 治

はじめに
中国の地域工業分布のトレンド
——分散から集中へ——
理論枠組みと実証分析の方法
推定結果
おわりに

はじめに

改革・開放後中国の地域間経済関係に関わる評価は、依然定まっていなように思われる。ひとつに二重の意味での移行経済と言われるように、改革・開放期における中国は、旧計画部門の改革を意味する「存量（ストック）改革」と新規市場経済部門に関わる改革である「増量（フロー）改革」をミックスした双軌制を採用してきた。そのため旧計画期における地域単位での自給自足路線の影響がいまなお色濃く残り、グローバル化の時代にあっても地域間の相互依存性は、一部を除いて依然希薄と言わざるをえない [IDE/JETRO 2003 ; Okamoto and Ihara 2004]。また、この地域間相互依存関係の希薄性が、東部沿海部における爆発的な成長を内陸部につなぐ連鎖の弱さの一因ともなってきた [Fu 2004 ; Hioki 2004]。第 2 に、1980年代後半から都市部に拡大された改革・開放政策も、少なくとも90年代初頭まで「市場分断」という市場経済化に逆行する動きを併発した。その後あからさまな国内交易規制は消滅したもの

の、様々の地域保護措置が残存していることは周知の事実であり [加藤 2003 ; 王 2001 ; Li , Lieu and Chen 2003]、こうした慣性が経済的非効率性を助長している側面は否定し難い [Bai et al. 2004 ; Poncet 2002 ; 2003 ; Young 2000a]。このように、中国において旧計画部門の存続と地域保護主義の残存が国民経済の統合と経済の効率化を妨げているとの議論は依然根強く^(注1)、また近年では2003年10月の中共第16期三中全会の「社会主義市場経済体制改善の若干の問題に関する決定」において、全国统一市場の構築が改めて主要政策課題のひとつとして取り上げられるに到っている^(注2)。

これに対して近時の「世界の工場論」が象徴するように、明らかに中国経済が効率化している傍証は随所に見られる。東部地域に集中するものの、1992年の「全方位・多元的開放」ならびに「市場を以って技術に換える（以市場換技術）」政策を端緒とした直接投資ブームと外資主導の生産性改善 [Aoki 2002 ; Dayal-Gulati and Husain 2002 ; 藤川・渡邊 2002]、90年代後半からの広東省に代表される電子・通信機器の産業集積、上海・江蘇・浙江省にまたがる新しい工業集積、北京市における IT 産業の勃興等、その例は枚挙に暇がない。そして決定的なのは、1990年を境とする地域格差拡大とその要因の変化である。1980年代では北京・天津・上海市ならびに遼寧・黒龍江省からなる旧富裕地域の相

対的後退と山東・江蘇・浙江・福建・広東省の新興地域台頭という2つのベクトルの交錯により不鮮明であった地域格差動向も、90年代に入ると東部沿海部と内陸部の経済格差拡大によって圧倒されるようになる。そしてその推進力は就業構造変化というよりも生産性上昇率格差に変質した〔加藤・陳 2002, 第3章〕。中国経済はあたかも3直轄都市と新興5省からなる沿海経済とその他地域経済に分岐する様相を強めていると言えよう。明らかに中国において、内外経済を巻き込んだ強力な集積メカニズムが作用し始めているのである^(注3)。

しかし、こうした中国地域間分業構造再編過程の理論・実証分析は依然、不十分との感は否めない。ひとつに、実態分析の基礎である地域間取引フロー・データが鉄道貨物統計等を除けば十分整備されていないこと、そしてようやくその開発が始まった地域間産業連関表〔市村・王 2004; IDE/JETRO 2003〕も異時点間比較分析までには至っていない^(注4)。そのため、従来、産業特化指数 (index of industrial specialization) や立地ジニ係数 (locational Gini coefficient) といった記述統計による分析がどちらかと言うと主流になってきた〔Bai et al. 2004; 加藤 2000; 2003; 加藤・陳 2002; World Bank 1994〕。もちろんこれは第1歩としてはきわめて有益であり、多くの洞察を与えてきたことは言うまでもない。

本稿は、こうしたデータの利用可能性を所与とした上で、改革・開放後中国の地域分業構造の変容を国際貿易論でポピュラーになりつつある「域内市場効果 (home market effect)」の観点から分析するひとつの試みである〔Davis and Weinstein 1999; 2002; Feenstra, Markusen and Rose 1998; Hanson and Xiang 2004; Head

and Ries 2001; Trionfetti 2001; Weder 2003〕^(注5)。そのメリットは第1に、生産・国民所得統計だけを用いた parsimonious approach であるため、入手が比較的容易な時系列統計を活用可能であること、そして第2に、簡単ではあるが意味ある仮説検定が可能という点にある。特に Poncet (2002; 2003) や Young (2000a) の結論とは異なり、改革・開放後中国の地域間経済関係は1990年代初頭から「地域単位のフルセット型産業構造」という特質を徐々に失い、地域間分業が進展し始めていること、第2に、その背後に規模の経済性の論理が作用し始めていることを示す。また、新しい経済地理学 (New Economic Geography) が示唆するように〔Hanson 2001; Fujita, Krugman and Venables 1999; Krugman 1980; 1991a; 1991b; Krugman and Venables 1995; Head and Mayer 2003; 2004; Overman, Redding and Venables 2001; Puga 1999; Redding and Venables 2004〕、地域間分業構造再編を牽引するキー・ファクターとしての国内交易費用低下と規模の経済性が働く産業シェアの拡大という2つの事実を実証的に明らかにしてみたい。

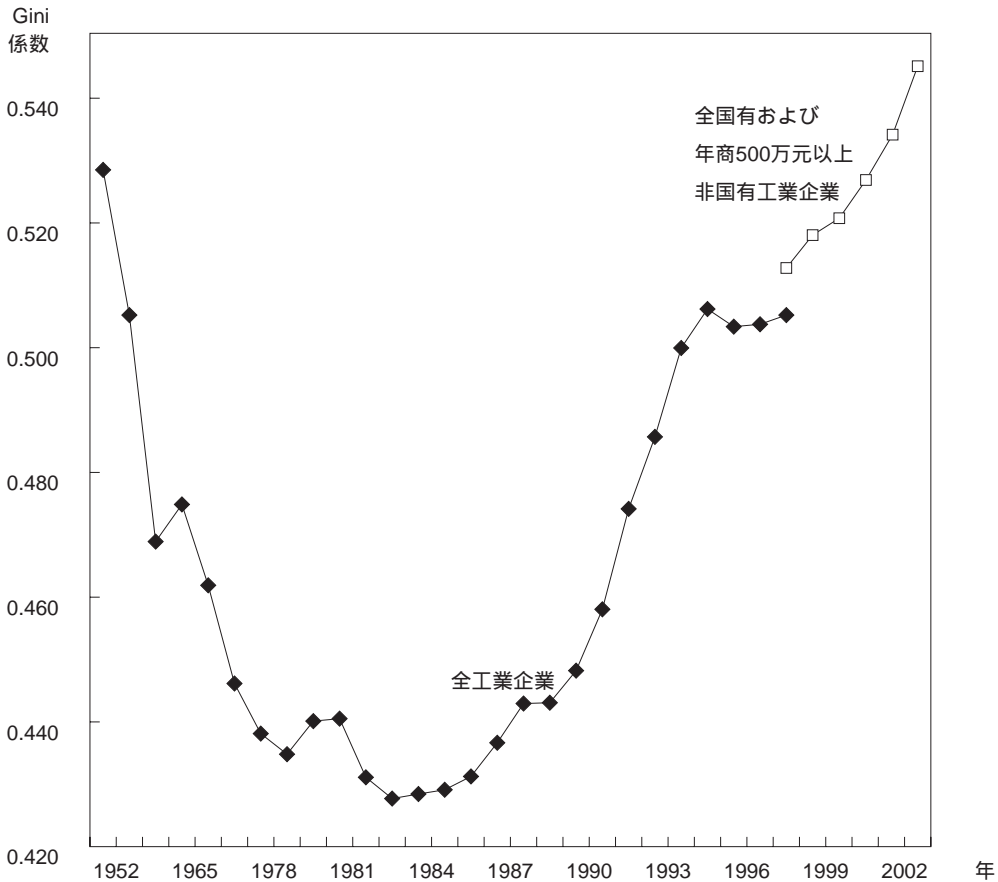
本稿の構成は次の通りである。まず第1節において、新生中国の地域経済構造変容の長期トレンドを工業部門に限定して概観する。続く第2節ではわれわれが採用する理論モデルと実証分析の方法論を説明し、第3節ではその枠組みに基いて、農工というマクロ・レベルならびに個別産業レベルでの実証結果を示す。最終節は結論を簡潔に要約している。

Ⅰ 中国の地域工業分布のトレンド ——分散から集中へ——

計画期における中国の地域開発政策には、毛沢東の「均富論」ならびに軍事上の戦略的考慮の2つが関わっていたと言われている^(注6)。実際、データが得られる1952年時点での工業生産ならびにGDPは遼寧・黒龍江省の旧満州、天

津・河北省、上海・江蘇省、青島を含む山東省、重慶を擁する四川省等の少数地域に集中しており、上位5省のシェアは工業生産が55.5パーセント、GDPでは37.4パーセントであった(河北・天津は統合した)。こうした状態から出発して、中国は工業部門の地域分散化を意識的に進めており、工業生産に関する地域集中度指数(ジニ係数)を図示した図1からもこのことを確認できる^(注7)。なかでも1964年から70年代初

図1 中国の地域工業集中度：ジニ係数



(出所) 国家統計局国民経済総合統計司(1999), 国家統計局(1993-2004)より作成。

(注 1) 30・1級行政区レベル(1952, 57年はチベットを除く29省レベル)の工業集中度。

(2) 1978年以前は整合的なデータが利用可能な1952, 1957, 1962, 1965, 1970, 1975年, それ以後は暦年計数。

(3) 「全工業企業」は郷及び郷以上独立採算全工業企業を指す。

頭にかけて実行された「三線建設」が最も大掛かりな工業分散化政策であり、当時の国際情勢を反映して沿海部から内陸部に対して大規模な工業再配置が実施された。例えばその計画の壮大性を推測するひとつの指標として財貨・サービス純輸出で測られた地域間純資本移動規模を用いると、三線建設対象5省（四川・貴州・雲南・陝西・甘肅省）に対する純資本流入は、1964～72年において当該地域の対GDP比平均22.3パーセントであった。一方、その資源移転の主要な出し手である3直轄市ならびに遼寧・黒龍江省といった旧富裕地域の純資本輸出は同地域の対GDP比平均32.8パーセントであり、上海市に到っては実に同市GDPの57.5パーセント相当の純資本輸出を強要されていたのである^(注8)。

しかし、ひるがえって工業化の歴史を紐解くと、それは同時に工業集積の歴史でもある〔Kim 1995；Kim and Margo 2003〕。農業と異なり、工業部門は規模の経済が強く作用するからである。ところが当時の中国の工業化は、この経験則に反するものであった。計画期における中国の地域産業政策は、「大而全、小而全」（大は大なりに、小は小なりに）と言われるように、効率性を無視した地域単位のワンセット経済の育成であったと言えよう^(注9)。

他方、図によると、この地域分散化傾向は改革・開放が始動した後の1980年代前半でも持続しているかに見える。しかしこのマクロの傾向は山東・江蘇・浙江・福建・広東省の新興地域の台頭と北京・天津・上海市ならびに遼寧省からなる旧富裕地域の相対的後退という相反する諸力の綱引きの結果に過ぎず、東部沿海地域への工業集積という基調変化そのものは改革・開

放政策転換から既に始まっていたと考えるべきである。こうした中で1984年の中共第12期三中全会の決定（都市部への改革重点移行）を背景として、地方政府主導の新規工業ベースが乱立気味に設立された。そして価格双軌制がほぼ解消される1990年代初頭まで、省境封鎖等のあからさまな超法規的手段を駆使した深刻な「地域保護主義」が蔓延するのである^(注10)。

しかし、中国の工業部門地域集中度を示した図1によると、それまでの地域分散化のトレンドは1980年代後半より明確にUターンしており、特に90年代において強力な集中化に転じている。確かに1990年代初頭までは、はしご理論の考えに基いて沿海部に偏奇した対外開放・諸種優遇政策が実施されたものの、92年の鄧小平による南巡講話を転機として、中国は立ち遅れた内陸部開発を意識した地域開発政策を推し進めるようになった。そしてこの色合いは1990年代後半から益々濃くなっており、2000年には西部大開発が、また近時では重工業に偏った産業構造からの転換に立ち遅れ気味の東北部の最開発が着手されている。しかしこうした政策展開にもかかわらず、中国の地域工業分布の集中化はむしろ加速化しており、転換点通過に成功した1960年代以降の日本におけるような地域格差縮小と工業地方分散化の胎動が見られる状況にない。このように中国において、特に1990年代以降、抗し難い工業集積の力学が働き始めていると言えよう。

第2に、このマクロの展開はよりミクロの次元でも観察できる。この点を確認するため、Krugman（1991b）によって提案された産業特化指数の平均値（地域構造差係数）、立地ジニ係数、そして後者の応用である地域ジニ係数

[Amiti 1990] を1980年代末以降に焦点を絞って計算してみた(表1。各指数の詳細は補論1を参照)。この表によると、工業部門に限られるけれども、Young (2000a) の結果とは異なり

1級行政区間での地域間産業構造の特化・異質化が進行していること、そして産業の地域特化、個別省・市における産業特化の傾向が観察される(同様の論点については Bai et al. 2004, 加藤

表1 中国の地域経済に関する記述統計量

地域構造差係数				
年	工業		製造業	
	指数	産業数	指数	産業数
1989	0.3203	21	0.2945	17
1991	0.3385	21	0.3121	17
1993	0.3723	25	0.3037	20
1995	0.3903	25	0.3217	20
1997	0.4017	25	0.3333	20
1999	0.4353	25	0.3718	20
2001	0.4521	25	0.3958	20
2003	0.4578	25	0.4020	20

立地ジニ係数：全国加重平均				
年	工業		製造業	
	指数	産業数	指数	産業数
1989	0.2506	21	0.2314	17
1991	0.2685	21	0.2483	17
1993	0.2916	25	0.2721	20
1995	0.3000	25	0.2815	20
1997	0.3103	25	0.2931	20
1999	0.3351	25	0.3195	20
2001	0.3479	25	0.3330	20
2003	0.3586	25	0.3435	20

地域ジニ係数：全国加重平均				
年	工業		製造業	
	指数	産業数	指数	産業数
1989	0.2599	21	0.2312	17
1991	0.2804	21	0.2501	17
1993	0.2989	25	0.2747	20
1995	0.3116	25	0.2840	20
1997	0.3136	25	0.2933	20
1999	0.3447	25	0.3199	20
2001	0.3569	25	0.3322	20
2003	0.3673	25	0.3435	20

(出所) 国家統計局工業交通統計司(各年)より作成。

(注) 1989～97年は郷及び郷以上独立採算全工業企業ベース、1999～2003年は全国有及び年商500万元以上非国有企業ベース。立地・地域ジニ係数は生産金額加重平均値。

2000 ; 2003 , 加藤・陳 2002を参照)。このように中国地域間分業の進展はマクロ面に関する限り明らかであり、以下でのわれわれの主要課題はこのことをよりフォーマルに検証すること、そしてその背後にある「国内交易費用の低下」という中国国内経済統合を左右するキー・ファクターを実証的に確認することである。

理論枠組みと実証分析の方法

1. 域内市場効果

中国は、1958年の戸籍管理条例施行以来、永らく居住と移動の自由を制限してきた。確かに最近では城閩鎮（県政庁所在の町）クラスへの移住が可能となっているものの、安定した住居と職業という前提条件があるため、その対象は既往農業戸籍保有者に制限されている。また大都市は依然その例外であり、現在でも「農転非」政策が継続されている。規制緩和によっても、戦後日本や1970年代の韓国・台湾のように一挙に都市化が進行する状況にないのである。第2に、「民工潮」も最近では1億人を上回る規模となっており、実態的に農村労働力移動は既成事実化している〔労働和社会保障部培訓就業司2001 ; 2002〕。しかしその8割は近隣の町・都市への出稼ぎであり、1000万人以上の民工を受け入れている広東省を別格として、全国ベースでの出稼ぎとなるとやはり限界がある、あるいは一部の大都市を除いて少なくとも受け入れ先の労働力規模から見れば依然小さい。つまり、生産要素の自由移動を前提した地域経済学よりも、その制限を前提とした国際経済学の方が、中国の実態を分析するのに少なくとも第1次接近としてより適していると考えられるのであ

る^(注11)。

仮にこの労働移動制限を前提として認めると、中国の国内経済統合の分析に貿易理論の応用が可能となるはずである。そこで最初に、本稿が依拠する域内市場効果の論理を簡単に整理しておこう〔Helpman and Krugman 1985, chap. 10. 4. 205-209〕^(注12)。

いま、収穫一定の生産技術を持つ農業と、規模の経済性が働く工業の2つの産業を考え、後者は差別化されたバラエティにより構成されているとしよう。工業品は独占的競争、農業品は完全競争が支配する産業であり、簡単化のため生産要素は労働と呼ばれる（合成）生産要素のみとする。農業品は輸送費を無視できるものの、工業品の貿易にはicebergタイプの輸送費がかかり、需要地での1単位の消費には $t(>1)$ 単位の財の発送が必要である。当該国内には「沿海地域」と呼ばれる地域と「内陸地域」と呼ばれる2地域が存在し、同一地域内であれば輸送費はかからないが、域外に移出する場合には無視できない輸送費がかかる。また同一地域内における産業間生産要素移動は完全であるものの、地域間の移動は制限されている。各地域の農業生産性は同じでその水準を1.0に基準化し、農業品をニュメラルに選ぶと、農業品で測った実質賃金は1.0で共通となる。

各地域に共通の家計効用関数は農業品・工業品消費に関してコップ・ダグラス型であり、工業品支出シェアを記号 $\alpha(0 < \alpha < 1)$ で定義する。また工業品の個別バラエティに対する効用関数はCESタイプと考え、代替弾力性を $\sigma(>1)$ と置く。このとき i 地域を原産地とする特定工業品バラエティに対する j 地域家計の需要は $q_{ij} = (t_{ij} p_i)^{-\sigma} (P_j)^{\sigma-1} \alpha L_j^{\sigma} i, j = 1,$

2) となる。ここで p_i は i 地域に立地する企業の工場出荷価格であり、 $t_{ij} - 1$ は i 地域から j 地域への移出にかかる iceberg タイプの交易費用、 L_j は j 地域の労働賦存量、 P_j は

$$(P_j)^{-\sigma} = s_1^M (t_{1j} P_1)^{-\sigma} + s_2^M (t_{2j} P_2)^{-\sigma} \quad (j=1, 2)$$

によって定義される j 地域の集計価格 (単位効用を実現するための最小支出) である。なお s_i^M は地域 i において生産される工業品バラエティ数である。域内交易費用はゼロであり ($t_{11} = t_{22} = 1.0$)、交易費用の対称性 $t_{12} = t_{21} = t$ を仮定しよう。そして消費者が交易費用を負担すると仮定する。

企業のサイズは全体の中では非常に小さく、個別企業は集計価格に及ぼすインパクトを無視して価格設定を行う。 β を地域に共通の工業品限界労働投入、 F を固定労働投入と置くと、共通の価格弾力性に直面しているので価格は $p = \beta(1 - \sigma)^{-1}$ の水準に設定される。また競争均衡条件より、個別工業品バラエティの生産量は $x = F(\sigma - 1)\beta$ に決定される。

記号を簡略化するため $\phi = t^{1-\sigma}$ ($0 < \phi < 1$) と置こう。そして Head and Mayer (2004) に従い、 ϕ を「市場アクセス可能性 (market accessibility)」と呼ぶことにする。また $j = 1$ を沿海地域、 $j = 2$ を内陸地域とする。そうすると両地域の個別工業品バラエティに関する需給均衡条件はそれぞれ

$$px = (p)^{-\sigma} \left\{ \frac{\alpha L_1}{P_1^{1-\sigma}} + \phi \frac{\alpha L_2}{P_2^{1-\sigma}} \right\} \quad (1a)$$

$$px = (p)^{-\sigma} \left\{ \phi \frac{\alpha L_1}{P_1^{1-\sigma}} + \frac{\alpha L_2}{P_2^{1-\sigma}} \right\} \quad (1b)$$

と表わすことができる。ちなみに右辺のカッコ内は、通常「(実質)市場ポテンシャル」と呼ばれるものに相当する。また集計価格は

$$(P_1)^{-\sigma} = \{s_1^M + s_2^M \phi\} (P)^{-\sigma} \quad (2a)$$

$$(P_2)^{-\sigma} = \{s_1^M + s_2^M \phi\} (P)^{-\sigma} \quad (2b)$$

である。

L を一国の総労働賦存量と定義し、一般性を失うことなく単位を適当に選んで $px/\alpha L = 1$ に基準化しよう。すると $s_i^M = s_i^M px/\alpha L$ は同時に i 地域の工業生産シェアを意味する。また i 地域の GDP シェアを $s_i^Y = L_i/L$ で定義する。このとき需給バランス条件 (1) は簡潔に

$$1 = \frac{s_1^Y}{s_1^M + s_2^M \phi} + \frac{\phi s_2^Y}{s_1^M \phi + s_2^M}$$

$$1 = \frac{\phi s_1^Y}{s_1^M + s_2^M \phi} + \frac{s_2^Y}{s_1^M \phi + s_2^M}$$

と表現可能であり、これを解くと

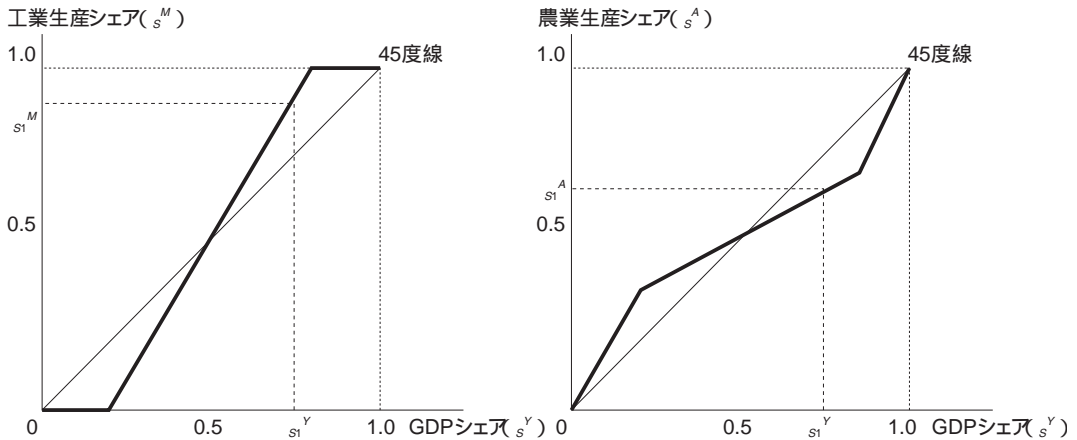
$$s_i^M - \frac{1}{2} = \frac{1+\phi}{1-\phi} \left\{ s_i^Y - \frac{1}{2} \right\} \quad (3a)$$

を得る。ただし不完全特化を仮定している(注13)。また地域 i の農業品生産額は $L_i - s_i^M(px)$ 、一国全体としての農業生産額は $(1 - \alpha)L$ であるので、 $px/\alpha L = 1$ という基準化の下で、地域 i の農業生産シェア $s_i^A = \{s_i^Y - \alpha s_i^M\} / (1 - \alpha)$ は不完全特化を仮定すると

$$s_i^A - \frac{1}{2} = \frac{1 - \frac{1+\phi}{1-\phi} \alpha}{1 - \alpha} \left\{ s_i^Y - \frac{1}{2} \right\} \quad (3b)$$

となる(注14)。ここで仮定より GDP シェアは同

図2 域内市場効果



(出所) Helpman and Krugman (1985, 208) の Figure 10.4 を加筆。

時に工業品ならびに農産品の需要シェアを表わしているので、 $(1 + \phi)(1 - \phi) > 1$ ということより、需要の大きい地域にそのシェア以上の工業生産が集中し、農業生産はその逆になることが分かる。

図2は以上のことを図解している。ここで上の図の縦軸には沿海地域の工業生産シェア、横軸にはそのGDPシェアが測られている。細い実線は45度線であり、貿易がない場合(つまり自給自足経済)の生産シェアと経済規模の関係を表わす。そして両地域間で交易が行われると、両者の関係は太い実線で示されたS字曲線で示される。同様に下の図の太い実線は農業生産シェアとGDPシェアの関係を与えており、不完全特化領域においてその傾きは1.0より小さい(注15)。

いま沿海地域のGDPシェアが横軸の s_1^Y であったとしよう。すると経済規模の大きい沿海地域の工業生産シェアは縦軸の s_1^M に、また農業生産シェアは s_1^A にそれぞれ決まる。45度線は同時に工業品もしくは農産品の需要シェアを表すので、規模の大きい沿海地域は工業品の純

輸出地域、農産品の純輸入地域となる。このように輸送費その他の交易費用が無視できない世界では、「経済規模の大きい沿海地域が規模の経済性の働く工業品の純輸出地域となる(域内市場効果)」。

第2に、市場アクセス可能性の上昇(交易費用低下)は左図のS字曲線の勾配を大きくし、右図の実線のそれを小さくする。その結果、所与のGDPシェアの下で工業生産はさらに沿海地域に集中する。市場アクセス可能性の増加を経済統合の進展と捉えることにすると、以上のことは「国内経済統合の進展は規模の経済が働く工業の沿海地域集中をもたらすと同時に、内陸地域の農業特化を促す」と要約できよう。このことはまた、経済統合に伴って地域間の産業構造異質化、特定産業の地域集中、特定地域の産業特化が進展することを意味する(注16)。

2. 多地域モデルへの拡張

以上の2地域モデルを多地域モデルに拡張することは、原理上はさほど難しくない。いま当該国は K 地域からなると考え、各地域の労働

賦存量のみが異なるとしよう。ただし地域間の労働移動は制限されている。すると2地域の場合と同様の基準化の下で、特定 i 地域を原産地とする工業品の需給バランス条件は

$$1 = \sum_{j=1}^K \frac{\phi_{ij} s_j^Y}{G_j} \quad (i = 1, 2, \dots, K) \quad (4)$$

と表わすことができる。ここで $\phi_{ij} = (t_{ij})^{-\sigma}$ は原産地 i の仕向け地 j に対する市場アクセス可能性であり、同一地域内の交易費用はゼロ (i.e., $\phi_{ii} = 1.0$) と仮定する。また相対価格 $G_j (= (P_j/p)^{-\sigma})$ は次のように定義されている。

$$G_j = \sum_{i=1}^K s_i^M \phi_{ij} \quad (j = 1, 2, \dots, K) \quad (5)$$

しかし、不完全特化を仮定しても、ある地域 i の工業生産シェア s_i^M は一般に全ての地域のGDPシェアの関数となるので、何らかの追加的仮定を置かない限りモデルは操作性を欠く。そこでさらに次の仮定を置いてみる。

$$\phi_{ij} = \phi_j \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, K \text{ and } i \neq j$$

すなわち国際間と同様の要領で、地域 j に対する市場アクセス可能性は域内を除くすべての原産地 i に共通とする。このとき(5)式より、

$$G_j = s_j^M + \phi_j \sum_{k \neq j} s_k^M = (1 - \phi_j) s_j^M + \phi_j \sum_{k=1}^K s_k^M \quad (j = 1, 2, \dots, K)$$

と表現できる。

一方、需給バランス条件(4)式を満たす解は $G_j = s_j^Y / B_j$ という形をとる。ここで B_j は市場アクセス可能性のみに依存する定数であり、

$$\begin{bmatrix} 1, \phi_2, \dots, \phi_K \\ \phi_1, 1, \dots, \phi_K \\ \dots \\ \phi_1, \phi_2, \dots, 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_1 \\ B_2 \\ \dots \\ B_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}$$

により決定される。上式左辺の係数行列式を Δ と置こう。補論2で示されているように、域外の市場アクセス可能性は正值でかつ1.0より小さいので、係数行列式は正值である。このとき $B_j = \frac{\Delta}{\prod_{s=1}^K (1 - \phi_s)} \Delta$ が解であるので、不完全特化を仮定した場合の工業生産シェアとGDPシェアの間の関係は

$$s_i^M = \frac{\Delta}{\prod_{s=1}^K (1 - \phi_s)} s_i^Y - \frac{\phi_i}{1 - \phi_i} \quad (6)$$

と表わせる。そしてGDPシェアの前にかかる係数 $\Delta / \prod_{s=1}^K (1 - \phi_s)$ は地域に共通であり、かつ1.0より大きい。また農業生産シェアは $s_i^A = \{s_i^Y - \alpha s_i^M\} (1 - \alpha)$ という関係式より派生的に求めることができる。このように交易費用に関するある特定化の下では、域内市場効果は多地域モデルにおいても妥当する。

より簡単には、地域に共通の交易費用もしくは市場アクセス可能性を仮定することが考えられる。必ずしも現実的ではないものの、この仮定は一国全体としての平均的な交易費用動向を問題にする場合には、ある程度容認できよう。このとき明らかに $G_j = [1 + (K-1)\phi] s_j^Y$ が(4)式の解であるので、(6)式はさらに単純化され、

$$s_i^M - \frac{1}{K} = \frac{1 + (K-1)\phi}{1 - \phi} \left\{ s_i^Y - \frac{1}{K} \right\} \quad (7a)$$

と表現できる。ここで $1/K$ は平均シェアである。また農業生産シェアは

$$s_i^A \cdot \frac{1}{K} = \frac{1 - \frac{1+(K-1)\phi}{1-\phi}}{1-\alpha} \left\{ s_i^Y \cdot \frac{1}{K} \right\} \quad (7b)$$

となる。ただし不完全特化を仮定している。明らかに(7a)式右辺の地域に共通の係数 $[1 + (K-1)\phi](1-\phi)$ は1.0よりも大きく、また(7b)式右辺のそれは1.0よりも小さい。このように交易費用に関する単純化の仮定の下では、多数地域モデルにおける工業・農業生産シェアとGDPシェアの関係は、(3)式で表わされる2地域モデルのそれと形式的には同様に表現可能である。

3. 実証分析の方法

以上の理論枠組みに基き、次に中国30省・市を対象とした実証分析を行ってみたい。具体的には

$$s_i^M = a_0 + a_1 s_i^Y + u_i^M \quad (8a)$$

を推定する。ここで s_i^M は個別省・市の工業生産シェア、 s_i^Y はGDPシェア、 u_i^M は攪乱項である。このとき域内市場効果は $a_1 > 1$ という仮説に要約できる。

あるいは代替的には、農業生産シェアに着目した推定も可能である。具体的には

$$s_i^A = b_0 + b_1 s_i^Y + u_i^A \quad (8b)$$

という推定式に着目する。ここで s_i^A は個別省・市の農業生産シェア、 u_i^A は攪乱項である。そうすると域内市場効果は $1 > b_1$ という仮説によって捉えることも可能である。ただし、ワルラス法則より工業、農業の一方は独立ではないので、農業部門に着目したテストは工業部門

に着目したそれを補完するものと位置付けるべきであろう^(注17)。

一方、もし中国において伝統的な地域単位での自給自足経済が支配的であれば、「 $a_1 = b_1 = 1$ 」が検出されるはずである。したがってわれわれの実証分析枠組みは、非常に簡単であるけれども、地域単位での自給自足・重複的産業構造という意味での従来広く流布されてきた「諸侯経済」仮説の妥当性をテスト可能である。

第2に、推定されたパラメータ a_1 もしくは b_1 の時間変化に着目することが意味を持つ。例えば厳しい仮定であるものの地域間で共通の交易費用を仮定した(7)式に着目しよう。このとき a_1 は $\{1 + (K-1)\phi\}(1-\phi)$ の推定値であるので、 $\phi = t^{1-\sigma}$ と定義されていることに注意すると、推定値 a_1 の上昇は所与の代替弾力性の下で交易費用 t の低下を意味する。このようにパラメータ a_1 の上昇(もしくは b_1 の低下)は、中国における国内経済統合の進展を示唆する実証的証拠と解釈可能である。

ただし、内生性の問題に対処しておく必要がある。というのは、例えば工業セクターが相対的に大きい地域ほどGDPシェアも大きいという逆の関係も十分想定可能であるからである。したがって推定は操作変数法(IV)によって行われる。ここで、操作変数は定数項、生産要素賦存量に関連する人口シェア、実質資本ストックシェア、および Démurger et al. (2002) と同様の方法によって作成された地域政策優遇指数とした(データの出所・作成方法等は補論3を参照されたい)^(注18)。推定はデータが利用可能な中国の30省・市(四川省と重慶市は統合した)を対象とし、主として改革・開放後に分析を限定する。それ以前は計画経済であり、モデルが

前提する市場メカニズムが働いていなかったからである。

このようにわれわれは、域内市場効果に関する最初の実証分析である Davis and Weinstein (1999, 2002) やアメリカ・カナダ間貿易を対象として域内市場効果を分析した Head and Ries (2001) と同様に、パラメータ a_1 の大きさに着目するアプローチを採用している。ただし前者は Krugman (1980) をベンチマークとしているため、結果の解釈がわれわれのそれと若干異なるかもしれない^(注19)。これに対して、近年、域内市場効果の実証分析はその理論的基礎ならびに実証分析の方法を多様化させている〔例えば Feenstra, Markusen and Rose 1998; Hanson and Xiang 2004; Trionfetti 2001; Weder 2003〕。このことはまた、われわれのアプローチが唯一のものではないことを示唆しているかもしれない。しかし分析が非常に簡単であることに加えて、個別産業別の需要に関するデータ利用可能性が厳しく制限されているという中国の現状を所与とすると、他の代替的アプローチに比べて本稿のそれは簡便性というメリットを持っている。加えて貿易パターン決定論としての域内市場効果に分析の重点を置くその他のアプローチでは、国内経済統合の進展状況という中国地域経済の中心的問題を分析することは難しいように思われる。

推定結果

1. 農業・工業レベルの結果

マクロ・レベルの観察

推定結果を示す前に、中国の地域間分業構造が実際にどのようになっているかをマクロ・レ

ベルで観察しておくことが有益である。図3は2003年時点における中国の工業生産シェアとGDPシェアの関係を、また図4は同年における糧食生産シェアとGDPシェアの関係を図示したものである(図2とのアナロジーに注意されたい)^(注20)。なお、計数は全て平均からの階差により計算されており、また農業の代表例として最も大きなシェアを持つ糧食(小麦、玉米、トウモロコシ、豆類、甘藷)を選んだ。そして右上がりの実線は45度線、右上がりの点線は回帰線である。

これら2つの図を観察すると、次のような興味深い事実が浮かび上がってくる。第1に、工業生産分布の回帰線の勾配は1.0よりも大きい(図3)。特に北京、天津、上海の三直轄市、および山東・江蘇・浙江・福建・広東省の新興富裕地域は、福建省を除けば基本的に工業品に特化していると考えてよさそうである。ちなみに現在における中国の工業生産は広東・江蘇・山東・浙江・上海の5省・市に集中しており、そのシェアは2003年時点で54.9パーセントである〔国家統計局編 2004, 514〕。

第2に、その裏返しとして、説明力は弱いものの糧食生産分布の回帰線の勾配は1.0を下回っており(図4)、工業品への特化が著しい沿海省・市の糧食生産シェアはGDPシェアよりも小さい^(注21)。そして糧食生産に特化しているのは内陸部であり、その代表例は安徽・河南・湖南・江西・広西・四川・貴州・雲南の長江流域内陸部および西南地域、吉林とコメの一大産地に変貌した黒龍江の東三省、そして内蒙古自治区である。最後に、その他の西北・西南省は工業・農業ともに事実上、自給自足経済と変わらない。このように現在における中国の地域分

業構造を大掴みに捉えれば、沿海部は工業品特化、内陸部は糧食生産特化、そして西部地域の自給自足経済ということになる。

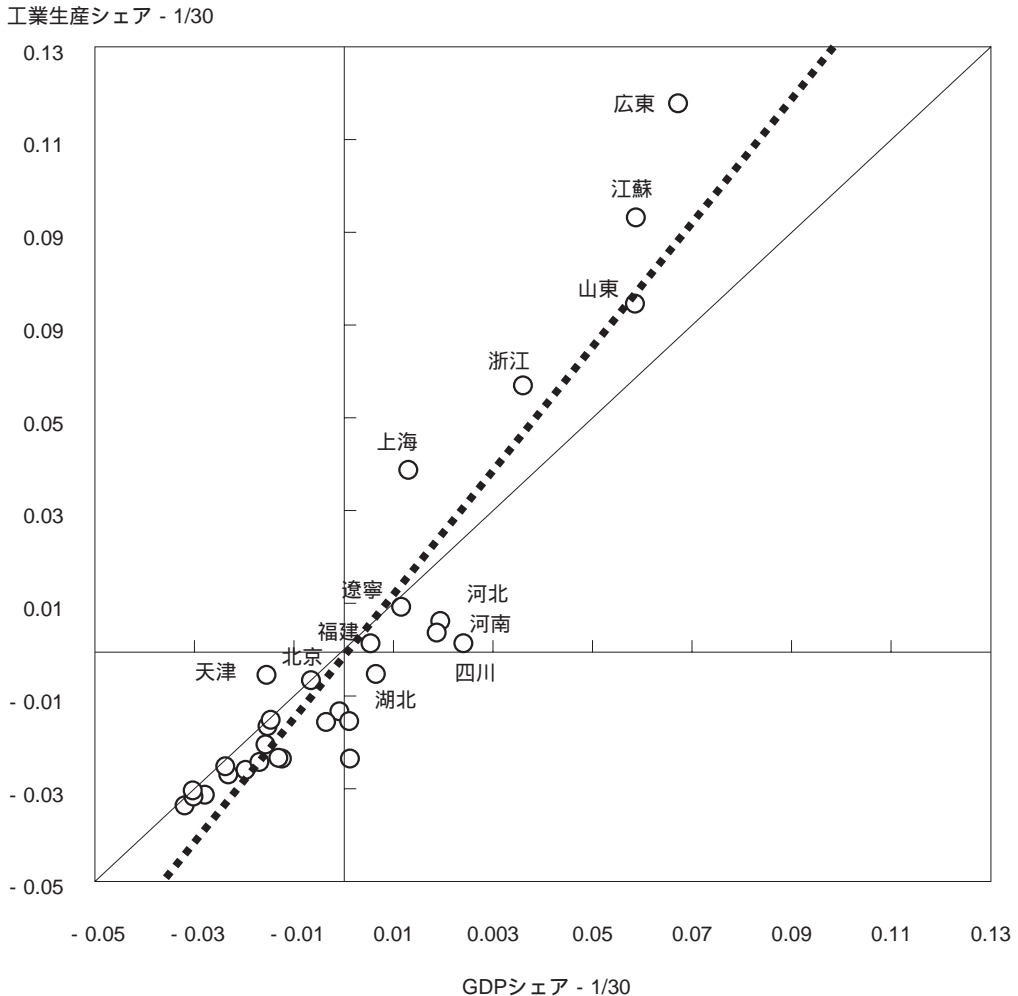
いずれにしても2003年時点における中国の地域分業構造は域内市場効果モデルが想定するそれと概ね整合的である、あるいは「地域単位でのフルセット産業構造」という根強い中国感

少なくともマクロ面で見ると限り実態から乖離しており、既に影を潜めつつあると言えよう。そこで次の作業は、このことがよりフォーマルにも支持されるのかどうか、またそうであるとしていつ頃からかを確認することである。

推定結果

そのため(8)式を農業・工業という大分類に

図3 工業生産シェアとGDPシェア：2003年



(出所) 国家統計局編(2004)より作成。

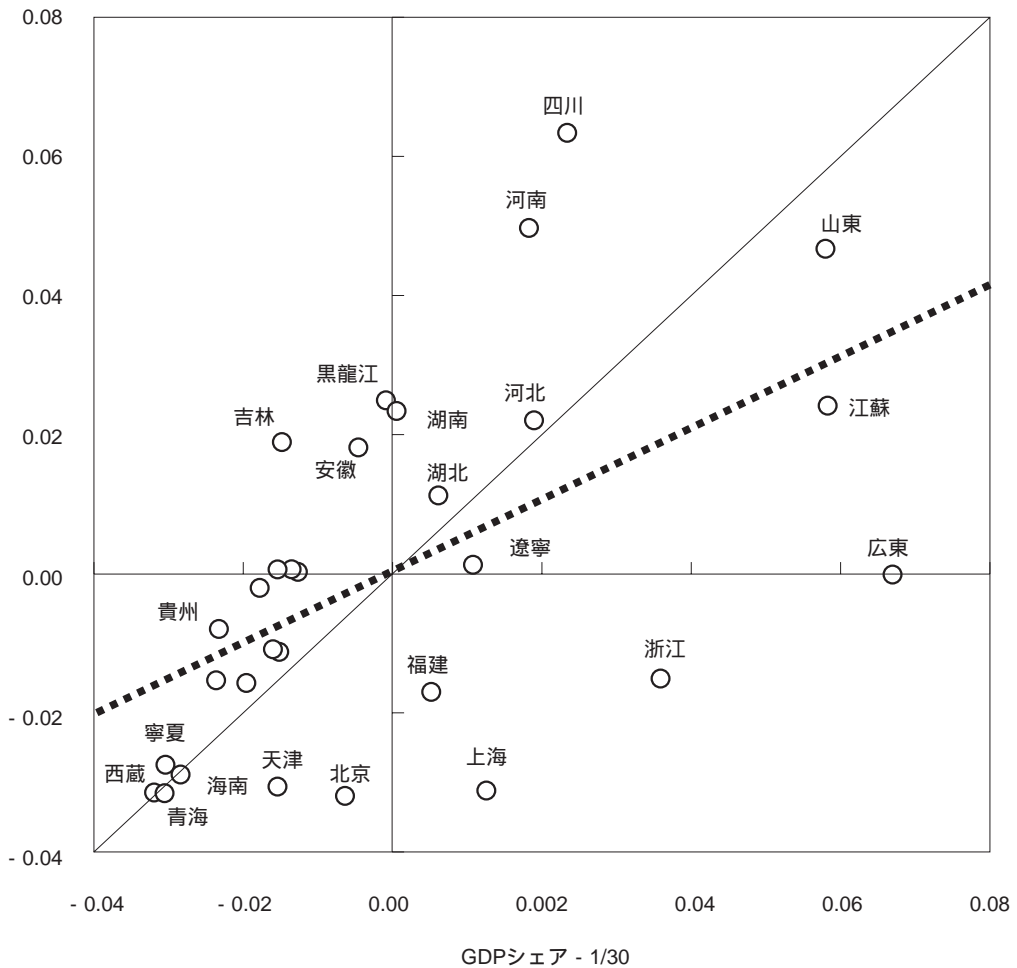
(注) 破線は次の回帰線を(カッコ内は標準誤差), 細い実線は45度線を表す。

$$s^M \cdot 1/30 = 1.339 * (s^I \cdot 1/30) \quad \text{adj}R^2 = 0.885$$

(0.089)

図4 糧食生産シェアとGDPシェア：2003年

糧食生産シェア - 1/30



(出所) 国家統計局 (2004) より作成。

(注) 破線は次の回帰線を (カッコ内は標準誤差), 細い実線は45度線を表す。

$$s^A-1/30 = 0.521 * \{s^V-1/30\} \quad \text{adj}R^2=0.274$$

(0.151)

よって推定してみた。表2は工業部門に関する推定結果を要約したものである。ここで1998年において、中国の統計対象工業企業が郷及び郷以上全工業企業から全国有企業及び年商500万元以上非国有工業企業に変更されていることに注意する(注22)。この表によると第1に、 a_1 の推定値は1985年まで傾向的に低下した後、その後

上昇に転じ、1991年より有意に1.0を上回り始めた。なお、点推定値は1985年まで1.0を下回っているものの、有意に1.0と異なることに注意しよう。第2に、 a_1 の推定値は年々上昇傾向にあり、1993年からは5パーセントの水準で、また2001年以後では1パーセントの水準で統計的に有意に1.0を上回るようになった。こ

表2 域内市場効果の推定結果：工業

年	a_1 の推定値	se	adjR ²	$a_1=1$ のテスト (p 値)
郷及び郷以上全独立採算工業企業				
1978	0.907	0.136	0.782	0.574
1979	0.852	0.142	0.743	0.305
1980	0.866	0.141	0.744	0.349
1981	0.849	0.144	0.729	0.302
1982	0.852	0.135	0.733	0.280
1983	0.861	0.127	0.743	0.282
1984	0.937	0.110	0.782	0.568
1985	0.974	0.105	0.801	0.806
1986	1.010	0.100	0.819	0.920
1987	1.046	0.091	0.848	0.616
1988	1.085	0.084	0.872	0.321
1989	1.100	0.085	0.866	0.250
1990	1.134	0.092	0.849	0.158
1991	1.146	0.083	0.877	0.088
1992	1.171	0.086	0.877	0.057
1993	1.177	0.079	0.892	0.034
1994	1.196	0.076	0.904	0.015
1995	1.162	0.074	0.906	0.038
1996	1.185	0.067	0.923	0.010
1997	1.184	0.068	0.921	0.011
1998	1.184	0.069	0.917	0.013
全国有及び年商500万元以上非国有工業企業				
1998	1.237	0.098	0.856	0.022
1999	1.258	0.097	0.861	0.013
2000	1.258	0.094	0.869	0.011
2001	1.271	0.096	0.867	0.009
2002	1.295	0.094	0.876	0.004
2003	1.319	0.092	0.885	0.002

(出所) 筆者推計。

(注) 推定は操作変数法によっている。 se は推定値の標準誤差を表わす。

のことはまた、概ね1990年代初頭まで地域単位での自給自足傾向という意味での諸侯経済現象が認められるものの、以後、中国において域内市場効果モデルが想定する地域間での分業・特化パターンが観察され始めたことを意味する。

一方、域内市場効果の検証は、農業部門の推定によっても可能なはずである。表3は(8b)式の推定結果を整理したものであるが、それに

よると、 b_1 の推定値は a_1 のそれとは全く逆に低下傾向を示しており、1993年より有意に1.0を下回っている。このように90年代初頭頃より域内市場効果が有意に観察され始めたとの結論は、農業部門の推定結果によっても支持されている。

以上の論点は、交易費用の推移を観察することによってより直接的に捉えることができるか

もしれない。そこで次に、経済統合の程度を表わすパラメータである交易費用を直接推定することにより、実際にその傾向があるのかどうかを確認する試みを行ってみる。ただし多地域モデルの場合、何らかの仮定を置かない限り推定は不可能であるので、ここでは均等交易費用を仮定した(7a)式により推定を行う。第2に、市場アクセス可能性 ϕ は交易費用 t だけでなく代替弾力性 σ にも依存するので、後者の値を先見的に与える必要がある。中国における代替弾力性の推定例は筆者の知る限りではこれまで

のところ皆無であるが、他の先行研究事例によるとそれは概ね5.0から10.0の範囲に分布しているようである [Andersen and Wincoop 2003 ; 2004 ; Baier and Bergstrand 2001 ; Eaton and Kortum 2002 ; Hanson 2001 ; Head and Ries 2001 ; Hummels 2001 ; Lai and Trefler 2002]。また、交易費用に関する実証分析の包括的サーベイである Andersen and Wincoop (2004) は $\sigma = 8.0$ をベンチマークとして使用している。以上の先行研究に鑑み、ここでは $\sigma = 5.0$ と $\sigma = 8.0$ の2つケースを取り上げて推定を行ってみ

表3 域内市場効果の推定結果：農業

年	b_1 の推定値	se	adjR ²	$b_1=1$ のテスト (p 値)
1978	1.147	0.204	0.372	0.477
1979	1.168	0.186	0.473	0.374
1980	1.155	0.180	0.487	0.396
1981	1.159	0.179	0.504	0.382
1982	1.126	0.181	0.511	0.490
1983	1.105	0.156	0.592	0.507
1984	0.983	0.140	0.628	0.905
1985	0.986	0.145	0.614	0.921
1986	0.962	0.141	0.632	0.789
1987	0.913	0.136	0.628	0.526
1988	0.873	0.131	0.624	0.341
1989	0.863	0.137	0.588	0.329
1990	0.836	0.129	0.605	0.216
1991	0.833	0.126	0.613	0.197
1992	0.786	0.138	0.524	0.132
1993	0.721	0.138	0.466	0.053
1994	0.699	0.136	0.473	0.035
1995	0.724	0.132	0.504	0.046
1996	0.724	0.136	0.481	0.052
1997	0.729	0.140	0.475	0.062
1998	0.696	0.138	0.453	0.036
1999	0.704	0.144	0.439	0.049
2000	0.673	0.150	0.391	0.038
2001	0.628	0.151	0.360	0.020
2002	0.572	0.158	0.289	0.011
2003	0.543	0.155	0.273	0.006

(出所) 筆者推計。

(注) 推定は操作変数法によっている。 se は推定値の標準誤差を表わす。1982・92年は糧食データが利用可能でないチベットを除く29省・市ベース、その他は30省・市ベース。

る。ただし、交易費用の水準は代替弾力性に非常に感応的であるので、推定結果は幅を持って解釈されるべきであろう。

推定方法は非線形2段階最小自乗法であり、操作変数はこれまでと同じとした。結果は表4に整理されており、それによると予想通り1980年代後半から交易費用が次第に低下していること、そしてこのトレンドは確かに現在まで持続していることが読み取れる。このように表4の結果は、中国国内経済統合の進展状況を交易費用という新しい経済地理学のキー・パラメータによって数量化している点で興味深い。

もっとも交通体系整備その他による物流シス

テムの効率化や家電業界等で見られる全国ベースでの流通システムの形成等の要因を常識的には指摘できるものの、その低下がどのような要因によりもたらされたかのより具体的な分析は今後の課題とせざるを得ない。実際、長い研究蓄積が存在する国際間はともかくとして [Andersen and Wincoop 2004], 交易費用を規定する国内要因の研究はアメリカのような先進国のケースでさえようやく始まったばかりであり [例えば Hillberry and Hummels 2003 ; 2005], 今後の研究に待つ所が大きい^(注23)。しかし、交易費用を軸とした経済統合の分析は、華々しい国際経済統合の進展の背後に追いやられ、とかく

表4 交易費用の推定結果

年	=5.0のケース		=8.0のケース	
	<i>t</i> の推定値	<i>se</i>	<i>t</i> の推定値	<i>se</i>
郷及び郷以上全独立採算工業企業				
1986	7.239	17.77	3.099	4.346
1987	4.968	2.453	2.499	0.705
1988	4.263	1.058	2.290	0.325
1989	4.088	0.874	2.236	0.273
1990	3.800	0.658	2.144	0.212
1991	3.716	0.528	2.117	0.172
1992	3.574	0.453	2.071	0.150
1993	3.539	0.398	2.059	0.132
1994	3.452	0.335	2.030	0.113
1995	3.624	0.417	2.087	0.137
1996	3.500	0.319	2.046	0.106
1997	3.507	0.325	2.048	0.109
1998	3.509	0.331	2.049	0.110
全国有及び年商500万元以上非国有工業企業				
1998	3.360	0.344	1.999	0.117
1999	3.291	0.308	1.975	0.106
2000	3.292	0.297	1.975	0.102
2001	3.251	0.285	1.961	0.098
2002	3.183	0.251	1.938	0.087
2003	3.122	0.222	1.917	0.078

(出所) 筆者推計。

(注) 推定は非線形2段階最小自乗法による。*t*の推定値から1.0を控除した計数が交易費用の大きさを表わす。*se*は推定値の標準誤差。

かすみがちな中国国内の経済統合という古くて新しい経済問題を照射するひとつの有効な接近と考えられる。

いずれにしても農・工というマクロの次元では、域内市場効果の顕在化は明らかのように思われる。しかしその一方で、工業部門の沿海地域集積は国内経済統合ではなく、輸出拡大に

よって可能となっているのではないかとの素朴な疑問が提起されるかもしれない^(注24)。実際、中国の経済成長が貿易によって牽引されてきたとの議論は広く流布しており、その可能性をチェックしておくことはきわめて重要な作業である。

その最も簡単な方法は、輸出を控除した工業

表5 輸出を控除した場合の推定結果：工業

年	a_1 の推定値	se	広東省ダミー	se	adjR ²	$a_1=1$ のテスト (p 値)
郷及び郷以上全独立採算工業企業						
1992	1.096	0.132			0.708	0.472
1993	1.087	0.126			0.728	0.493
1994	1.092	0.130			0.721	0.486
1995	1.064	0.112			0.775	0.571
1996	1.100	0.093			0.843	0.289
1997	1.084	0.094			0.834	0.380
1998	1.088	0.088			0.852	0.325
全国有及び年商500万元以上非国有工業企業						
1998	1.064	0.099			0.811	0.522
1999	1.087	0.092			0.836	0.352
2000	1.076	0.088			0.845	0.397
2001	1.106	0.082			0.870	0.207
2002	1.113	0.084			0.866	0.192
2003	1.134	0.076			0.892	0.089
郷及び郷以上全独立採算工業企業						
1992	1.305	0.104	- 0.072	0.013	0.859	0.007
1993	1.325	0.097	- 0.075	0.013	0.878	0.002
1994	1.351	0.094	- 0.082	0.013	0.888	0.001
1995	1.262	0.009	- 0.063	0.013	0.887	0.008
1996	1.243	0.081	- 0.047	0.011	0.907	0.005
1997	1.230	0.082	- 0.047	0.011	0.900	0.009
1998	1.214	0.081	- 0.041	0.011	0.901	0.014
全国有及び年商500万元以上非国有工業企業						
1998	1.205	0.093	- 0.045	0.013	0.869	0.036
1999	1.215	0.089	- 0.040	0.012	0.880	0.023
2000	1.207	0.084	- 0.041	0.012	0.891	0.020
2001	1.205	0.084	- 0.031	0.012	0.894	0.022
2002	1.234	0.081	- 0.039	0.012	0.904	0.008
2003	1.242	0.073	- 0.035	0.011	0.923	0.003

(出所) 筆者推計。

(注) 表の計数は工業生産額から輸出を控除した場合の推定結果であり、下段は広東省ダミーを加えた場合の推定結果を表わす。

生産について同様の推定を行ってみることである。ただし中国の地域別・産業別輸出統計は1995年工業センサス以外公表されていないので、やや粗っぽいものの地域別工業品輸出を地域別輸出総額で代理することによって推定を行ってみる。なお、1991年までの地域別貿易統計は国有外国貿易企業の立地ベース計数であり、原産地ベース統計は92年以後しか利用可能でないので、92年以後に分析を限定する。結果は表5の上段に整理されており、それによると a_1 の推定値は低下するとともに、2003年を除いて一般に有意に1.0と異なる。このようにわれわれの結論は貿易の影響を無視したことにより一部依存しているようである。

しかし、この修正は多分に中国の輸出の35パーセントから40パーセントを占める広東省の存在に左右されている。この点を明らかにするため、同じ表5の下段に広東省ダミーを加えた推

定結果を示しておいた。表の結果によると、輸出を控除した場合に域内市場効果が希薄になる最大の理由は広東省の存在であること、そして貿易依存度が例外的に高い広東省の影響を除いて考えると、 a_1 の推定値は有意に1.0を上回っていることが分かる。第2に、論点を別の角度から補強するため統計分類が変更された1998年以後に限定して、輸出を控除した場合の交易費用の推定を行ってみた(表6)。その結果によると、広東省を含む場合はもとより、それを除いても交易費用が低下傾向を示している。このように中国の地域間工業分布は一部貿易によって左右されていることは事実であるけれども、それは海外貿易依存が例外的に高い広東省の存在に強く左右されており、それを除いて考えれば、程度の差はあれこれまでと同じ結論が得られるのである。

表6 輸出を控除した場合の交易費用の推定結果

年	=5.0のケース		=8.0のケース	
	t の推定値	se	t の推定値	se
広東省を含む30省ベース				
1998	4.657	1.792	2.409	0.530
1999	4.308	1.134	2.304	0.346
2000	4.464	1.294	2.351	0.390
2001	4.107	0.793	2.242	0.247
2002	4.044	0.754	2.222	0.237
2003	3.872	0.547	2.167	0.175
広東省を除く29省ベース				
1998	3.567	0.486	2.068	0.161
1999	3.485	0.418	2.041	0.140
2000	3.531	0.420	2.056	0.140
2001	3.478	0.396	2.039	0.133
2002	3.382	0.330	2.006	0.112
2003	3.328	0.276	1.988	0.094

(出所)筆者推計。

(注)推定は非線形2段階最小自乗法による。 t の推定値から1.0を控除した計数が交易費用を表わす。 se は推定値の標準誤差。

2. 産業別分析

もちろん以上の分析は、工業部門という高度に集計化された場合のそれであり、幾つかの問題が存在する。第1に、中国の工業部門には鉱業が含まれている。明らかにこうした資源産業の立地は資源賦存状況に強く左右されているはずであり、域内市場効果モデルを単純には適用できない。第2に、同じく中国の工業には電力・ガス・水道という諸外国で言うところの公益事業部門が含まれている。しかし中国のような広域経済では、こうした公益事業関連産業は

「生産即消費」というサービス産業の特性を強く備えているはずであり、やはりモデルの適用に限界がある。第3に、需要増加に対し供給増加が比例的に追いつかないという意味での収穫逓減が固有に働く産業が存在するかもしれない [Davis and Weinstein 1999; 2002]。そして第4に、中国固有の事情によりあらゆる産業において域内市場効果が働いていると考えることにも無理がある。自動車や鉄鋼のように依然、計画期の影響が根強く残っている産業が少なからず存在するはずだからである。

表7 域内市場効果の推定結果：産業別

産 業	年							
	1989	1991	1993	1995	1997	1999	2001	2003
工 業	1.014*	1.044***	1.057***	1.030***	1.052***	1.122***	1.143***	1.162***
	(0.008)	(0.012)	(0.005)	(0.006)	(0.008)	(0.011)	(0.013)	(0.021)
1. 食品加工	n.a.	n.a.	1.151	1.064	1.098	1.229	1.310	1.266
			(0.096)	(0.088)	(0.113)	(0.156)	(0.198)	(0.222)
2. 食品製造	1.041	1.040	1.212**	1.122	1.101	1.192	1.126	1.077
	(0.074)	(0.073)	(0.102)	(0.107)	(0.107)	(0.129)	(0.133)	(0.123)
3. 飲料製造	1.051	1.124	1.165	1.152	1.119	1.138	1.147	1.128
	(0.106)	(0.091)	(0.111)	(0.097)	(0.095)	(0.096)	(0.105)	(0.106)
4. タバコ加工	0.535	0.517	0.481	0.381	0.418	0.427	0.441	0.501
	(0.263)	(0.285)	(0.328)	(0.419)	(0.372)	(0.346)	(0.324)	(0.291)
5. 繊維	1.309	1.347	1.482*	1.447**	1.541**	1.686***	1.729***	1.780***
	(0.213)	(0.227)	(0.263)	(0.215)	(0.216)	(0.243)	(0.252)	(0.255)
6. 紙・同製品	1.018	1.073	1.175**	1.170**	1.266***	1.455***	1.533***	1.614***
	(0.089)	(0.075)	(0.083)	(0.073)	(0.092)	(0.123)	(0.123)	(0.148)
7. 石油加工	1.241	1.131	1.055	0.954	0.888	0.912	0.815	0.752
	(0.284)	(0.255)	(0.223)	(0.208)	(0.221)	(0.198)	(0.209)	(0.202)
8. 化学原料・同製品	1.014	1.105	1.130	1.112	1.098	1.215	1.298**	1.404***
	(0.136)	(0.141)	(0.125)	(0.117)	(0.115)	(0.139)	(0.141)	(0.124)
9. 医薬品	1.015	1.100	1.120	1.022	1.012	0.907	0.911	0.945
	(0.109)	(0.118)	(0.099)	(0.082)	(0.086)	(0.100)	(0.100)	(0.090)
10. 化学繊維	1.167	1.360	1.530	1.491	1.557**	1.572**	1.742**	1.762*
	(0.330)	(0.355)	(0.328)	(0.306)	(0.259)	(0.271)	(0.304)	(0.405)

(出所) 筆者推計。

(注) 推定は25産業(1989・91年は21産業)レベルでの3段階最小自乗法による(操作変数は定数項, 人口シェア, 資本ストックシェア, 地域政策優遇度指数)。鉱業4業種, 電気・ガス・水道の推定結果, ならびに定数項推定値は省略した。カッコ内の計数は推定値の標準誤差。(*)は10パーセントの水準で, (**)は5パーセントの水準で, (***)は1パーセントの水準でそれぞれ有意に1.0と異なることを表す。

そこで、データが許す限りで最も詳細な産業分類により同様の推定を行ってみた。なお、期間はマクロでの結果を考慮して、1989年から2003年までの2年間隔とし(注25)、産業数は整合性が維持可能な工業25産業(1989・91年は21産業)とした。また、推定は誤差項の不均一分散ならびに相互依存性を考慮して、3段階最小自乗法(3SLS)によった。しかし、産業別の需要シェアデータは現時点では利用可能でないので、それをGDPシェアで代理している。この意味で以下の産業別分析は近似的なものと理解されるべきかもしれない。

結果は表7に整理されており、簡略化のため鉱業4業種、および電力・ガス・水道の推定結果は省略されている(全て1.0を下回るか有意に1.0と異なるない)。表の最初の行は産業固定効果と共通の a_1 を仮定したプール回帰の結果であり、前節における結論の頑健性をサンプル数面で補強する意図を持っている。それによると前節で得られた結果と同じように、 a_1 は1991年より1パーセントの水準で有意に1.0を上回っていること、そして a_1 の推定値が次第に上昇傾向を示していることが分かる。

他方、表によると、個別産業面では時間を追

表7a 域内市場効果の推定結果：産業別(続き)

産 業	年								
	1989	1991	1993	1995	1997	1999	2001	2003	
11. 非金属鉱物製品	1.160** (0.068)	1.167*** (0.062)	1.246*** (0.056)	1.237*** (0.057)	1.146** (0.073)	1.327*** (0.080)	1.328*** (0.071)	1.304** (0.097)	
12. 鉄及び同製品	0.904 (0.268)	0.831 (0.272)	0.799 (0.233)	0.701 (0.225)	0.735 (0.216)	0.722 (0.208)	0.763 (0.196)	0.859 (0.198)	
13. 非鉄及び同製品	n.a.	n.a.	0.714 (0.157)	0.673 (0.143)	0.666 (0.132)	0.760 (0.121)	0.737 (0.128)	0.816 (0.119)	
14. 金属製品	1.159 (0.137)	1.234 (0.147)	1.320** (0.131)	1.423*** (0.150)	1.388*** (0.149)	1.621*** (0.226)	1.670*** (0.214)	1.759*** (0.215)	
15. 一般機械			1.217 (0.175)	1.263 (0.192)	1.303 (0.197)	1.495** (0.227)	1.495** (0.232)	1.504** (0.219)	
16. 専用機械		1.116 (0.151)	1.141 (0.145)	1.175 (0.152)	1.235 (0.166)	1.299* (0.174)	1.379* (0.209)	1.413** (0.196)	1.312** (0.158)
17. 輸送機械	0.737 (0.209)	0.798 (0.199)	0.816 (0.177)	0.843 (0.186)	0.856 (0.203)	0.859 (0.213)	0.840 (0.205)	0.833 (0.200)	
18. 電気機械	1.253 (0.169)	1.399** (0.194)	1.489*** (0.175)	1.545*** (0.185)	1.619*** (0.187)	1.730*** (0.208)	1.782*** (0.216)	1.823*** (0.219)	
19. 電子・通信機器	1.174 (0.269)	1.468 (0.307)	1.564* (0.295)	1.570 (0.353)	1.595* (0.355)	1.605 (0.370)	1.652* (0.374)	1.899** (0.387)	
20. 精密機器	0.924 (0.236)	1.020 (0.240)	1.391* (0.224)	1.304 (0.227)	1.554* (0.307)	1.791* (0.359)	1.862** (0.343)	1.864** (0.356)	
サンプル数	630	630	750	750	750	750	750	750	

(出所)筆者推計。

(注)推定は25産業(1989・91年は21産業)レベルでの3段階最小自乗法による(操作変数は定数項、人口シェア、資本ストックシェア、地域政策優遇度指数)。鉱業4業種、電気・ガス・水道の推定結果、ならびに定数項推定値は省略した。カッコ内の計数は推定値の標準誤差。(*)は10パーセントの水準で、(**)は5パーセントの水準で、(***)は1パーセントの水準でそれぞれ有意に1.0と異なることを表す。

って a_1 の推定値が全般的に上昇傾向を示しているとともに、域内市場効果が有意に推定されている産業の数も着実に増加している。例えば、1989年時点において域内市場効果が有意に観察された産業数は5パーセントの有意水準で1産業（非金属鉱物製品）を数えるだけであったが、その後年を追って a_1 が有意に1.0を上回る産業数は着実に増加し、2003年時点では5パーセント水準で10産業、10パーセント水準で11産業に拡大している。その代表的産業は繊維、紙・同製品、化学原料、化学繊維、非金属鉱物製品（建築資材）、金属製品、一般・専用機械、電気機械、電子・通信機器、精密機器・計測器であり、これらは日本に関する Davis and Weinstein（1999）の結果とほぼ整合的である。

しかし第2に、日本の経験とは異なって、幾つかの産業で依然、域内市場効果を確認できない。その代表例が輸送機械であり、この結果は中国の常識にほぼ沿うものとなっている。また、地域保護の強い産業とされるタバコや飲料・医薬品でも同様に域内市場効果は観察されていない。そして第3に、むしろ a_1 が低下した（地域分散が進行した）産業が存在し、その代表例は製鉄・同加工業、および石油加工業であった。前者は計画期の中核産業であるが、改革・開放後においても上海・遼寧からの分散化傾向が持続している（河北・江蘇省の台頭が著しい）。また石油加工業は伝統的な石油生産地である黒龍江・山東省・新疆ウイグル自治区に加え、新たに輸入石油を活用した広東・江蘇といった沿海部への分散化が進行している。

次に以上の結果の頑健性を、2つの面からチェックしておこう。その第1として、こうした域内市場効果の検証は、一部貿易に左右されて

いる可能性がある。その可能性をチェックするため、唯一整合的なデータが得られる1995年に焦点を絞って推定を行ってみた。その結果によると（省略する）、輸出を控除することにより a_1 の推定値が全般的に低下するものの、域内市場効果が検証される産業分布（ならびに有意性）そのものは何も変わらないことが分かった。第2に、農業・工業という集計ベースでは無かった要素として、完全特化の可能性を検討しておく必要があるかもしれない。実際、チベット自治区や青海省、寧夏省といった経済規模の小さな地域では幾つかの産業についてゼロの生産量が観察される。この可能性は典型的な「検閲されたデータ（censored data）」問題であるので、トービットモデル（Tobit model）による推定によって対処可能である。しかし紙幅を節約するため詳細は省略するけれども、明らかにゼロの生産量の明示的考慮は域内市場効果の検証に有利に働く。そのためこれまでの結論は補強されることはあっても、弱められることはないのである（後出表8も参照）。

このように依然、集中化傾向を見せていない産業が確かに残存するものの、全般的な産業集積化傾向は明らかである。では、製造業もしくは工業において、これら域内市場効果が有意に観察される産業の重みはどのように推移しているのだろうか。この疑問に答えるため、域内市場効果が有意に推定された産業のシェアを計算してみた（表8）。ここで有意性の基準として5パーセントと10パーセントの2つを採用した。また表の左側の計数は3段階最小自乗法によって、右側はトービットモデルによって域内市場効果が有意に検証された産業の生産シェア（ならびに産業数）が示されている。この表の結

果によると、域内市場効果が有意に観察される産業のシェアが上昇トレンドにあるのは明らかであり、5パーセント基準では製造業に占めるシェアは5.6パーセント（1989年）から50.2パーセント（2003年）へと約9倍増加し（10パーセント基準では5.6パーセントから51.3パーセントへの増加）、いまや製造業生産額の半分を占めるまでに至っている。このように農工というマクロ・レベルでの観察結果はより非集計化されたレベルでも支持され、中国において着実に域内

市場効果が浸透していることが分かる。

3. 分析含意

以上の分析結果からどのようなインプリケーションが導けるであろうか。その最も重要な帰結は、中国の地域格差拡大のメカニズムに関する示唆であろう。実際、Fujita, Krugman and Venables (1999, chap. 5) はわれわれの採用した域内市場効果モデルの一バリエーションを用いて、交易費用が sustain point と呼ばれるある水準に達すると中心・周辺モデルが維持可

表8 域内市場効果が有意に検出される産業の生産金額シェア

年	3SLSによる結果			Tobit modelによる結果		
	統計的有意水準が			統計的有意水準が		
	5パーセント以下	10パーセント以下	$\alpha_i > 1$ の産業数	5パーセント以下	10パーセント以下	$\alpha_i > 1$ の産業数
製造業に占めるシェア（パーセント）						
1989	5.6	5.6	1	5.6	5.6	1
1991	9.5	9.5	2	9.5	9.5	2
1993	18.7	33.1	5	24.6	26.4	8
1995	26.5	26.5	5	28.1	34.2	6
1997	26.9	37.9	6	31.4	37.9	8
1999	31.1	34.2	8	31.1	43.3	8
2001	40.2	50.8	10	40.2	50.8	10
2003	50.2	51.3	10	51.3	51.3	11
工業に占めるシェア（パーセント）						
1989	5.1	5.1	1	5.1	5.1	1
1991	8.9	8.9	2	8.9	8.9	2
1993	16.9	30.0	5	22.3	24.0	8
1995	23.4	23.4	5	24.9	30.3	6
1997	23.6	33.3	6	27.5	33.3	8
1999	27.3	30.0	8	27.3	38.1	8
2001	35.5	44.9	10	35.5	44.9	10
2003	44.9	46.0	10	46.0	46.0	11

（出所）筆者推計。

（注）（1）表の計数は域内市場効果が統計的に有意に検出された産業生産額の製造業（工業）生産総額に占めるシェアであり、「 $\alpha_i > 1$ の産業数」は域内市場効果が5パーセント以下の水準で統計的に有意に検出された産業の数を表わす。

（2）「3SLSによる結果」は3段階最小自乗法による推定結果を使用した場合の計数であり、「Tobit modelによる結果」とは生産シェアがゼロの場合を考慮したトービットモデルの推定結果を使用した場合の計数を表わす。

（3）製造業は工業から鉱業および電気・ガス・水道を除外した産業。

能になり、さらにそれが break point と呼ばれるある水準を越えて低下すると中心・周辺均衡が必然化する。そしてこの可能性は規模の経済性が働く工業部門の経済全体に占めるシェアが高いほど強まることを示している。もちろんその帰結は地域間所得格差の拡大である。

われわれの理論枠組みは直接、地域格差を意図した分析枠組みになっていない。しかし、新しい経済地理学の出発点とも言うべき新しい貿易理論の分析枠組により 中国において1980年代後半より明らかに交易費用が低下しており、国内経済統合の兆しが見え始めていること、規模経済の働く産業シェア（域内市場効果が有意に検証される産業シェア）が過去10年間で顕著に拡大し、製造業の50パーセントを占めるに到っていること、の2つを示した。換言すれば、1990年以降の中国における地域格差拡大の要因は、東部沿海部に集中する外資流入・貿易拡大に加えて、この2つの要因を軸とした集積メカニズムの浸透である可能性が高いのである。

おわりに

本稿は域内市場効果という観点から改革・開放後中国の地域間経済関係の変容に関するひとつの実証分析を行ってみた。それから得られた主要結論を簡単に要約すると、次のようになる。

(1) 中国において、1990年代初頭より域内市場効果が統計的に有意に検証される。このことはまた、地域単位でのフルセット型産業構造という意味での「諸侯経済」が次第に後退しつつあることを意味している。

(2) 域内市場効果が有意に検証される産業のシェアは、1980年代末時点では無視できる大きさであったが、2003年時点では製造業の少なくとも50パーセントを占めるに到っている。

もちろんひとつの理論モデルによって全ての側面を明らかにすることは不可能である。例えば本稿が依拠した分析枠組みは、地域の構造的特徴や相互依存関係の変化といったより質的な分析には不向きと考えるべきである。また中国の地域経済関係の展開を考察するにあたって、本稿が対象とした集積メカニズムに加えて、制度・政策要因、初期条件・地理的要因、グローバリゼーションのインパクト等のその他の要因も視野に入れる必要があることは言うまでもなからう。本稿は、これら諸要因のうち、second nature geography と呼ばれる「集積メカニズム」に若干の光を投じたものと理解されるべきである。

第2に、われわれの議論は中国国内経済統合の「変化」に関する分析であり、その「現状」に関する判断とは区別されるべきかもしれない。特に冒頭において触れたように、中国国内経済統合が依然立ち遅れていることは否定できない事実であり、例えば Aoki (2003) は IDE/JETRO (2003) の2000年データを用いて経済規模、距離、政策優遇等の要因をコントロールした上で、中国の地域内交易は地域間交易に比べて10倍を超える額にのぼっていることを示している。ちなみに Andersen and Wincoop (2003) によるカナダの対米国境効果（国際貿易に対して国内交易が何倍大きいかの程度）は1993年時点で10.7倍であり、Head and Mayer (2000) によるEU域内の国境効果推定値は

1993～95年の単一欧州議定書発効後時点で12.7倍である。またChen(2004, 98)によると、1996年の欧州7カ国の国境効果はドイツが2.6倍、イギリスが3.2倍、フランスが7.1倍、イタリアが7.5倍、ポルトガルが7.8倍、スペインが9.0倍、フィンランドが38.5倍であった。このように2000年時点においても、国際間での「国境効果」に匹敵するいわば「省境効果」が中国国内において顕著なものであり、この事実そのものを否定しているわけではない。要するにわれわれは、現状でも中国の地域間分業関係はさほど密ではないものの、かつてに比べると改善されたことを指摘しているに過ぎないのである。

補論1 地域分業構造に関する記述統計量

この補論では、表1において使用した3つの指数を簡単に説明する。なお、以下では工業生産額を念頭に置くが、雇用によっても同様の指数を作成可能である。そのため記号を次のように定義する。

X_k^i = 第 i 地域の第 k 産業生産額

X^i = 第 i 地域の総工業生産額 (i.e., $X^i = \sum_{k=1}^n X_k^i$),

X_k = 第 k 産業の総生産額 (i.e., $X_k = \sum_{i=1}^K X_k^i$),

X = 一国の総工業生産額

n = 総産業数

K = 総地域数 .

1. 産業特化指数 (index of industrial specialization)

以上の約束の下で、 $s_k^i (= X_k^i / X^i)$ を第 i 地域の第 k 産業生産シェア、 $y_k (= X_k / X)$ を第 k 産業の全工業生産に占めるシェアと置き、顕示比較優位指数 (バラッサ指数とも言う) を $RCA_k^i = s_k^i / y_k$ により定義する。このとき産業特化指数は

$$L_{ij} = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n y_k |RCA_k^i - RCA_k^j| \\ = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n |s_k^i - s_k^j|. \quad (A-1)$$

により定義される。顕示比較優位指数 RCA_k^i は特定地域 i が特定産業 k に特化している程度を表しているので、特定2地域 i, j 間の産業構造の差はその絶対差 $|RCA_k^i - RCA_k^j|$ の加重平均 (ウェイトは各産業のシェア y_k) により測定可能である。ただし絶対差は0から2の値をとりうるので、最大値を1.0に基準化するため加重平均値を2で割っている。このように産業特化指数は2地域間の産業構造の異質性の程度を測る尺度と考えることができ、指数上昇は地域間の分業・特化の進展を意味すると理解できる。

ちなみにKim(1995; 1998), Kim and Margo(2003)が指摘するように、アメリカの歴史的経験では地域格差拡大は地域間の産業構造異質化・特化と呼応しているようである。試みに中国の2001年を対象として推定を行ったところ次のような結果が得られた。

$$\log L_{ij} = 0.0535 \cdot \log |pcy_i - pcy_j|$$

(3.934)

+ fixed effects

adjR² = 0.179 NOB = 435

ここで pcy_i は i 省の 1 人当たり GDP (1990 年価格) であり、カッコ内の計数は不均一分散頑健標準誤差から計算された t 値である。このように中国においてもアメリカの歴史的経験と同様の傾向が観察される。

この産業特化指数は特定 2 地域間の産業構造差を指標化するのに適しているものの、時に一国全体としての地域間産業構造差動向を測定することに関心が置かれるかもしれない。その自然な指標は 2 地域間の産業構造差指標の平均値を用いることであり、 $L_{ii} = 0$ ということに注意すると、その単純平均

$$L = \frac{1}{K(K-1)} \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K L_{ij} \quad (\text{A-2})$$

が最も簡単な指標である。上式で定義される指標は通常「地域構造差係数 (regional structural difference coefficient)」と呼ばれ、本文の表 1 ではこの単純平均値を使用した。なお、代替的には地域 i の工業生産シェア $z^i (= X^i/X)$ をウェイトとした加重平均

$$L^r = \sum_{i=1}^K z^i \left\{ \sum_{j=1}^K \frac{z^j}{1-z^i} L_{ij} \right\}. \quad (\text{A-3})$$

を使用してもよい。ここで $1 - z^1 = z^2 + z^3 + \dots + z^K$ であるので $z^j/(1 - z^i)$ の合計は 1.0 であることに注意する。いずれにしても地域構造差係数は一国全体としての地域間産業構造の異質化

の尺度と考えることができよう。

2. 立地ジニ係数 (locational Gini coefficient)

次に、特定産業 k に焦点を当てよう。そして第 k 産業に占める第 i 地域生産シェアを $x^i (= X_k^i/X_k)$ で定義する。ここで混乱を招く恐れは少ないと考えられるので、産業を表す下付き添え字 ($_k$) を省略している。また立地顕示比較優位指数とでも呼ぶべき比率を $l^i = x^i/z^i$ により定義する。ここで $z^i (= X^i/X)$ はこれまで通り地域 i の工業生産シェアである。さらに、地域を表す添え字 i の順序を $l_1 \geq l_2 \geq \dots \geq l_k$ となるように再序列化する。このとき立地ジニ係数 (Hoover index と呼ばれる) は

$$G = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n z^i z^j |l_i - l_j| = 1 + \sum_{i=1}^n z^i x^i - 2 \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^i z^k \right] x^i. \quad (\text{A-4})$$

により定義され、特定産業の立地顕示比較優位指数に関する 2 地域間の差の加重平均という意味を持つ。この指数は縦軸に x^i の累積和、横軸に z^i の累積和を測った図において、ローレンツ曲線と 45 度線が囲む面積の 2 倍に等しいという幾何学的対応を持つことが知られており、特定産業の地域特化・集中化の程度を表す指標と理解できよう。

3. 地域ジニ係数 (regional Gini coefficient)

Krugman (1991b) では触れられていないものの、立地ジニ係数とのアナロジーにより特定地域 i における産業特化の程度を表す指標を考えることができる。いま特定地域 i の産業構

造を考え、産業を表すインデックス k の序列を $RCA_1^i \geq RCA_2^i \geq \dots \geq RCA_n^i$ となるように再定義する。このとき

$$R = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n y_k y_j |RCA_k^i - RCA_j^i|$$

$$= 1 + \sum_{k=1}^n y_k s_k^i - 2 \sum_{k=1}^n \left[\sum_{j=1}^k y_j \right] s_k^i. \quad (\text{A-5})$$

は特定地域 i における産業特化の程度を表す指標とみなすことができ、おそらく最初の考案者である Amity (1999) にしたがって「地域ジニ係数」と呼ぶことにする。なお、Amity 自身は地域ではなく国に関心があったため、同指数を country Gini coefficient と呼んでいる。立地ジニ係数が特定産業に関する地域特化の程度を測る尺度としたら、地域ジニ係数は特定地域における産業特化の程度を測る尺度であり、例えば同指数の上昇は特定対象地域の特定産業への特化・集中化を意味していると解釈できよう。

補論2 数学注

この補論では第 2 節第 2 項の技術的詳細を説明する。なお、煩雑化を厭わなければ一般的ケースへの拡張は比較的容易であるので、見通しを良くするため $K=3$ のケースで証明の骨格を示すに留める。まず行列式の第 3 行から第 2 行を引き、その後第 2 行から第 1 行を引くと、

$$\Delta = \begin{vmatrix} 1, \phi_2, \phi_3 \\ \phi_1, 1, \phi_3 \\ \phi_1, \phi_2, 1 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1, \phi_2, \phi_3 \\ \phi_1 - 1, 1 - \phi_2, 0 \\ 0, \phi_2 - 1, 1 - \phi_3 \end{vmatrix}$$

$$= (1 - \phi_2)(1 - \phi_3) + \phi_2(1 - \phi_1)(1 - \phi_3) + \phi_1(1 - \phi_1)(1 - \phi_2)$$

と展開できる。したがって

$$\Delta = (1 - \phi_1)(1 - \phi_2)(1 - \phi_3) + \phi_1(1 - \phi_2)(1 - \phi_3) + \phi_2(1 - \phi_1)(1 - \phi_3) + \phi_3(1 - \phi_1)(1 - \phi_2)$$

$$> (1 - \phi_1)(1 - \phi_2)(1 - \phi_3) > 0$$

である。他方、 $B_j = \prod_{s=1}^3 (1 - \phi_s) \Delta$ と置くと、 $B_1 + \phi_2 B_2 + \phi_3 B_3 = (1 - \phi_1) B_1 + \phi_1 B_1 + \phi_2 B_2 + \phi_3 B_3 = \{(1 - \phi_1)(1 - \phi_2)(1 - \phi_3) + \phi_1(1 - \phi_2)(1 - \phi_3) + \phi_2(1 - \phi_1)(1 - \phi_3) + \phi_3(1 - \phi_1)(1 - \phi_2)\} \Delta = 1$ である。同様にして $\phi_1 B_1 + B_2 + \phi_3 B_3 = \phi_1 B_1 + \phi_2 B_2 + B_3 = 1$ であることは容易に示しうる。したがって $B_j = \prod_{s=1}^3 (1 - \phi_s) \Delta$ は確かに解である。

補論3 データの作成方法、および出所

省・市別工業生産額、GDP、人口データの出所は1952～97年が国家統計局国民経済総合統計司編(1999)、残りの1998～2003年が国家統計局(1999-2004)、国家統計局人口和社会科技統計司(1994-2003)である。また糧食生産量データは国家統計局農村社会経済調査総隊(2000)および国家統計局(1999-2004)による。なお、1997年以前の旧四川省データは国家統計局(1996)および四川省統計局(1994)を用いて一部補完している。

他方、省・市別実質資本ストックは Li (2003) の方法に基本的に依拠しつつ、データを大幅に改善することによって推計した。まず1978年末時点における中国実質資本ストック(1978年価格)を Li (2003) の14,111.99億元と仮定する。次に1952～78年実質粗固定資本形成累計額の省・市別シェアを計算し、これを1978年資本ス

トックに乗じることによって1978年省・市別実質資本ストックのベンチマークを作成する。このベンチマークを出発点として

$$K_t = K_{t-1} + \{GI_t - DC_t\} / PI_t$$

により1979年以降の実質資本ストック系列を作成した。ここで K_t は t 年末実質資本ストック、 GI_t は t 年の名目粗固定資本形成、 DC_t は同年の資本減耗、 PI_t は投資デフレーターである。この計算に必要なデータは次のようにして作成した。

粗固定資本形成 (GI)

江西・広東・海南 (1978年から利用可能)、西藏 (1992年から利用可能)、寧夏 (1991年から利用可能) を除く全ての1級行政区について、1952年からデータが利用可能である。なお、四川省は旧四川省と重慶市の統合データが1952～1995年について国家統計局国民経済核算司 (1997) より利用可能である。

他方、江西省は1952年を100とする数量指数が国家統計局国民経済核算司 (1997) で得られるので、投資デフレーターをGDPデフレーターで代理することにより1978年名目粗固定資本形成系列を推計可能である。

その他の不足するデータは国家統計局国民経済総合統計司 (1999) に記載されている全社会固定資産投資 (それが利用可能でない年は基本建設投資) をデータソースとして採用し [西藏の1953～57年、1970年データは国家統計局固定資産投資統計司 (1997) により補完した], 粗固定資本形成系列が最初に利用可能となった年で両者をリンクすることにより、1952年以降の名目粗

固定資本系列を30省・市について作成した。

資本減耗 (DC)

国家統計局国民経済核算司編 (1997) に1978～95年の省・市別資本減耗データが掲載されている。また1993年以後については国家統計局 (1999-2004) から利用可能である。

一方、海南は1990年から、西藏は1985年からしか利用可能でないので、次のようにして補完した。まず海南省の1978～89年資本減耗は、広東省と海南省の1978～82年粗固定資本形成に対する海南省の固定資本形成シェアを広東省資本減耗に乗じること、また西藏省の資本減耗は、1978年における雲南省と西藏省の粗固定資本形成に占める西藏省の固定資本形成シェアを雲南省資本減耗に乗じることにより作成した。この補完により30省・市ベースの名目資本減耗系列が1978年以降得られる。

投資デフレーター (PI)

1989年までは国家統計局国民経済核算司 (1997) により1952年を100とする実質粗固定資本形成数量指数を作成し、粗固定資本形成デフレーターを名目固定資本形成 ÷ 数量指数により作成した。1990年以降は国家統計局 (1999 - 2004) に記載されている固定資産投資デフレーター (対前年比上年率) より作成した。

ただし天津 (1952～87年)、江西 (1952～77年)、広東 (1952～77年、1996～2000年)、海南 (1978～89年、1996～99年)、西藏 (1978～91年、1996年以降) はGDPデフレーターを使用し (必要な場合、投資デフレーターとリンクした)、海南省の1952～77年は広東省GDPデフレーターを使用した。寧夏省は1952～90年について国家統計

局国民経済核算司（1997）に数量指数が記載されているので、名目粗固定資本形成の推計値と数量指数によりデフレーターを作成した。

産業別・省市別工業データの出所は、1995年が第3次全国工業普查弁公司（1997）である。その他の1989, 1991, 1993, 1997, 1999, 2001, 2003年データは国家統計局工業交通統計司（各年版）によった。

政策優遇指数は経済特区・上海浦東新区を3点、経済技術開発区・台湾投資区・辺境経済合作区を2点、その他国家級開放区を1点と勘定し、その省・市別合計により作成した。対外開放区の設置場所ならびに設置年次は中華人民共和国商務部ホームページならびに大橋（2003, 18-19）によった。

輸出データは国家統計局（1993-2004）所収の原産地・仕向け地ベース計数を使用し、2次レートを考慮した世銀の実効為替レートによって中国元に変換した。

（注1）もっとも清朝期以来の100年単位で観察した場合、価格裁定諸力の浸透という意味での経済統合は進展しているようである [Keller and Shiue 2004]

（注2）その具体的施策として、2001年4月の国务院第303号令「市場経済活動における地区封鎖実施を禁止することに関する規定」を初めとする国务院関係省庁の通達が出されている（例えば2004年6月24日付、および2005年4月1日付の商務部・監察部・国务院法制辦公室・財政部・交通部・税務総局・質検総局連名による地区封鎖規定の整理に関する通達）。

（注3）改革・開放後中国の地方分権化を経済誘因面からポジティブに評価する向きとして、その他に「市場保全的連邦制、中国型（market-preserving federalism, Chinese style）」の議論があることを指摘しておくべきかもしれない [Blanchard and Shleifer

2000; Jin, Qian and Weingust 1999; Qian and Roland 1998; Qian and Weingust 1996]

（注4）顕著な例外は、個別省市レベルの産業連関表を活用した Poncet（2002; 2003）である。

（注5）国際経済を対象とする場合、「自国市場効果」と訳すべきかもしれない。しかし、ここでは中国地域経済の分析に関心があるので、「域内市場効果」という訳を当てている。

（注6）6大地区区分による地域単位での自給自足が追求されてきた [市村・王 2004, 119]

（注7）ハーフィンダール指数やタイル指数のような代替的な集中度指数を使用しても、定性的結論は変わらない。

（注8）国家統計局国民経済総合統計司（1999）より計算した。

（注9）計画期における資源配分が非効率であったことを示すひとつの実証的証拠として、改革・開放転換直前の1973-77年における地域間純資本移動（財貨サービス純輸出/GDP, パーセント） NX と1978年時点産出・資本係数 Y/K の関係を、データが得られる26省・市について推定してみると、次のような結果が得られる（カッコ内は不均一分散を考慮した標準誤差から計算された t 値）。

$$NX = 51.5 + 33.8 \ln(Y/K) \quad \text{adj}R^2 = 0.362, \text{ NOB} = 26 \\ (3.90) \quad (3.65)$$

ここでコップ・ダグラス型生産関数を仮定すると、共通の資本生産弾力性の下では、全要素生産性の如何にかかわらず資本の限界生産性は産出・資本比率 Y/K に比例する。したがって上の結果は資本の限界生産性の高い地域ほど純資本輸出地域となっていたことを意味している。このように当時の地域間資本移動は、資本限界生産性の高い地域から低い地域へのいわば逆方向きのそれであったのである。なお、規模は大幅に後退したものの、この中国における逆方向きの地域間資本移動特性そのものは、改革・開放期においてもあまり変わっていないようである [Boyrea-Debray and Wei 2005]

（注10）その背後には財政請負制や国有企業管理権

限の下放,さらには1984年における地方政府閣僚の中央政府任命権縮小(下管2級から下管1級への変更)等があったと言われている[加藤 2000; Bai et al. 2004; Poncet 2002]

(注11) 民工潮の効果は労働移動のそれとして分析することが適切である。しかし、集積メカニズムが働く世界における労働移動の分析はそれほど簡単ではない。というのは、教科書的な MacDougall-Kemp 流の要素移動論の妥当性が必ずしも保証されないからである[Krugman 1980; Fujita, Krugman and Venables 1999]。例えば戸籍制度の全面緩和は、一方で地域間の賃金・所得格差を縮小させるとの議論があるものの[Whalley and Zhang 2004], 逆に拡大させる可能性もある[Fu 2004]。労働移動が地域間のマーケット・ポテンシャル格差をさらに拡大させうるからである。

(注12) 域内市場効果は Krugman (1980) によって最初に明らかにされ、その後実証分析面では、この80年モデルのラインに沿った Weder (2002), Hanson and Xiang (2004) 等により多数産業モデルに拡張されている。しかし中国の実態によりよく適合するのは農工2部門による Helpman and Krugman (1985) モデルであると考えられるので、ここでは後者のモデルを採用する。

(注13) $(1+\phi)(1-\phi)=1/\alpha (1+z>0)$ と置く。すると $s_i^Y = (1+z)/2$ のとき $s_i^M = 1.0$ (他地域が農業品に完全特化), $(1-z)/2 = s_i^Y$ のとき $s_i^M = 0.0$ (当該地域が農業品に完全特化) が解となる。それゆえ(3)式の関係は $(1+z)/2 > s_i^Y > (1-z)/2$ を仮定している。

(注14) $s_i^Y = (1+z)/2$ のとき $s_i^M = 1.0$ であるので $s_i^A = \{s_i^Y - \alpha\}(1-\alpha)$ となる。同様に $(1-z)/2 = s_i^Y$ のとき $s_i^M = 0.0$ であるので $s_i^A = s_i^Y/(1-\alpha)$ を得る。このように(3b)は $(1+z)/2 > s_i^Y > (1-z)/2$ を仮定している。

(注15) 図のキंकしている部分については、注13, 14を参照。

(注16) アメリカの経験によると、地域格差拡大は地域間の産業構造異質化と密接に関連している[Kim 1995; 1998; Kim and Margo 2003]。補論1で示されているように、中国においても同様の傾向が観察され

るようである。

(注17) 誤差項の平均はゼロであるので $s_i^M (s_i^A)$ ならびに s_i^Y の平均が省の数の逆数 $1/30$ であることに注意すると、定数項 $a_0 (b_0)$ の推定値は $\{1 - a_1 (b_1)$ の推定値 $\} \times (1/30)$ に一致する。したがって(8)式のような定数項付きでの推定は、説明・被説明変数をその平均からの階差により定義し、定数項なしで推定することと等価である。

(注18) 政策優遇指数は中国開放政策の地域展開と密接に関連する変数であり、第1段階の GDP シェアを説明する有意な操作変数である。なお、操作変数としてさらに耕地面積が考えられるかもしれない。しかし中国の連続性のある耕地面積データは1995年で公表が停止されており、また1996年第1次農業センサスによって初めて明らかにされた耕地面積に比べて約40パーセント過小評価されている。加えてその後の耕地面積データは公表されていない。他方、代替的には播種面積シェアが考えられるが、この変数は糧食生産シェアとほぼパーフェクトに相関するので、操作変数としては適切でない。最後に自然災害の影響を捉えるため、推定式に自然災害の代理変数(自然災害影響面積シェア)を入れて推定を行ったが、有意な結果が得られなかったため除外した。

(注19) 第1節第1項の2地域モデルで説明すると、 $s_1^M/s_2^M = \{(s_1^Y/s_2^Y) - \phi\} / \{1 - \phi(s_1^Y/s_2^Y)\}$ という相対シェア決定式が Davis and Weinstein (1999; 2002) の想定する理論式である。

(注20) 農工というマクロ・レベルに関する限り、チベット自治区や青海省といった小さな地域でさえ完全特化は生じていない。このことはまた、図2のキंकする部分(完全特化部分)を考慮する必要性は特にないことを意味する。

(注21) 一見したところ、農業シェアと GDP シェアの関係は希薄のように見える。しかし、図4の脚注において示されているように、回帰線の勾配は1パーセントの水準で統計的に有意である(後出の表3も参照)。

(注22) この統計対象の変更は、域内市場効果の検証に有利に働いている。

(注23) 国务院発展センターの Li, Liu and Chen

(2003) は、国内市場分断と地方保護に関する中国最初の包括的調査の結果報告である。それによると調査が実施された2003年時点において、過去に比べると地方保護の程度は全般的に低下しているものの、タバコ、ビール、自動車、医薬品等の分野では依然、厳しい保護が実施されていること、1993年以前における製品流入阻止・原材料流出抑制等の財市場直接規制に代わって、地元雇用優先や省外者の定住困難・子弟の教育問題等の労働規制、内外企業の法的差別、偽ブランド等の不正取引容認、社会保障制度の未整備、政府調達の地元優先、技術者の移動困難等が地方保護措置の主要形態となっている、ことが明らかになっている。しかし、こうした非関税障壁がどの程度の数量的効果を持っているかは不明である。

(注24) 匿名レフェリーよりこの可能性の指摘を頂いた。記して謝意を表したい。

(注25) 1996・1998年データが公表されていないことに留意した。

文献リスト

< 日本語文献 >

- 市村真一・王慧炯編 2004. 『中国経済の地域間産業連関分析』創文社.
- 大橋英夫 2003. 『シリーズ現代中国経済 5 経済の国際化』名古屋大学出版会.
- 加藤弘之 2000. 「中国における国内市場の統合と地域発展 産業立地の観点から」中兼和津次編 『現代中国の構造変動 2 経済構造変化と市場化』東京大学出版会 107-130.
2003. 『シリーズ現代中国経済 6 地域の発展』名古屋大学出版会.
- 加藤弘之・陳光輝(渡辺利夫監修・拓殖大学アジア情報センター編) 2002. 『東アジア長期経済統計12 中国』勁草書房.
- 加藤弘之・上原一慶編著 2004. 『現代世界経済叢書 2 中国経済論』ミネルヴァ書房.
- 藤川清史・渡邊隆俊 2002. 「中国経済の産業別生産性上昇と外国資本」『甲南経済学論集』第43巻第2号(9月) 91-132.

王保林 2001. 『中国における市場分断』日本経済評論社.

< 中国語文献 > (出版地はすべて北京)

- 第3次全国工業普查弁公室編 1997. 『中華人民共和國1995年第3次全国工業普查資料匯編(地区編)』中国統計出版社.
1996. 『改革開放十七年の中国地区經濟』中国統計出版社.
- 國家統計局編 1993-2004. 『中国統計年鑑』中国統計出版社.
- 國家統計局固定資産投資統計司編 1997 『中国固定資産投資統計 1950-1995』中国統計出版社.
- 國家統計局國民經濟核算司編 1997. 『中国国内生産總值核算歷史資料 1952-1995』東北財經大学出版社.
- 國家統計局國民經濟總合統計司編 1999. 『新中国五十年統計資料匯編』中国統計出版社.
- 國家統計局工業交通統計司編 各年版 『中国工業經濟統計年鑑』中国統計出版社.
- 國家統計局農村社会經濟調查總隊 2000. 『新中国五十年農業統計資料』中国統計出版社.
- 國家統計局人口和社会科技統計司編 1994-2003 『中国人口統計年鑑』中国統計出版社.
- 四川省統計局編 1994. 『四川統計年鑑』中国統計出版社.
- < 英語文献 >
- Amiti, M. 1999. "Specialization Patterns in Europe." *Weltwirtschaftliches Archiv* 135(4) 573-593.
- Aoki, K. 2002. "China's Inward Foreign Direct Investment: An Empirical Study on the Causes and Impacts." Mimeo. (August)
2003. "Market Potential and Regional Disparity: The Case of China." Mimeo. (July)
- Andersen J. E. and E. van Wincoop 2003. "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle." *American Economic Review* 93(1) (March) 170-192.
2004. "Trade Costs." *Journal of Economic Literature* 42(3) (September) 691-751.
- Bai, C-E., et al. 2004. "Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China's Industries." *Journal of International Economics* 63(2) (July)

- 397-417.
- Baier S. L. and J. H. Bergstrand 2001. "The Growth of World Trade: Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity." *Journal of International Economics* 53 (1) February) 1-27.
- Blanchard, O. and A. Shleifer 2000. "Federalism With and Without Political Centralization: China versus Russia." NBER Working Paper No.7616 (March)
- Boyreau-Debray, G. and S-J. Wei 2005. "Pitfalls of a State-Dominated Financial System: The Case of China." NBER Working Paper No .11214(March)
- Brulhart, M. 2001. "Evolving Geographical Concentration of European Manufacturing Industries." *Weltwirtschaftliches Archiv* 137(2) 215-243.
- Chen, N. 2004. Intra-national versus International Trade in the European Union: Why Do National Borders Matter ? *Journal of International Economics* 63(1) May) 93-118.
- Davis, D. R. and D. E. Weinstein 1999. "Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation." *European Economic Review* 43(2) February) 379-407.
2002. "Market Access, Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Test." *Journal of International Economics* 59(1) (January) 1-23.
- Démurger S. et al. 2002. "Geography, Economic Policy, and Regional Development in China." NBER Working Paper No. 8897 (April)
- Dayal-Gulati, A. and A. M. Husain 2002. "Centripetal Forces in China's Economic Takeoff." *IMF Staff Papers* 49(3) September) 364-394.
- Eaton, J. and S. Kortum 2002. "Technology, Geography, and Trade." *Econometrica* 70(5) September) 1741-1779.
- Feenstra, R. C., J. A. Markusen and A. K. Rose 1998. "Understanding the Home Market Effect and the Gravity Equation: The Role of Differentiating Goods." NBER Working Paper No. 6804 (November)
- Fu, X. 2004. "Limited Linkages from Growth Engines and Regional Disparities." *Journal of Comparative Economics* 32(1) March) 148-164.
- Fujita, M., Paul Krugman and A. J. Venables 1999. *The Spatial Economy; Cities, Regions, and International Trade*. Cambridge MA: MIT Press.
- Hanson G. H. and C. Xiang 2004. "The Home Market Effect and Bilateral Trade Patterns." *American Economic Review* 94(4) September) 1108-1129.
- Harrigan, J. 2001. "Specialization and the Volume of Trade: Do the Data Obey the Laws?" NBER Working Paper No. 8675 (December)
- Head, K. and T. Mayer 2000. "Non-Europe: The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU." *Weltwirtschaftliches Archiv* 136(2) 284-314.
2004. "Market Potential and the Location of Japanese Investment in the European Union. *Review of Economics and Statistics* 86(4) November) 959-972.
- Head, K. and J. Ries 2001 "Increasing Returns versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of US-Canada Trade." *American Economic Review* 91(4) September) 858-876.
- Hillberry, R. and D. Hummels 2003. "Intra-national Home Bias: Some Explanations." *Review of Economics and Statistics* 85(4) 1089-1092.
2005. "Trade Response to Geographic Frictions: A Decomposition Using Micro-Data." NBER Working Paper No. 11339 (May)
- Hioki, S, 2004. "The Magnitude of China's Interregional Input-Output Spillover Effects in China and Its Implication to China's Uneven Regional Growth." In *Spatial Structure and Regional Development in China*. eds. N. Okamoto and T. Ihara, 147-169. Tokyo: IDE/JETRO.
- Helpman, E. and P. R. Krugman 1985. *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge MA: MIT Press.
- IDE/JETRO. Asian International Input-Output Project 2003. *Multi-Regional Input-Output Model for China 2000*. Tokyo: IDE/JETRO.

- Kim, S. 1995. "Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in U. S. Regional Manufacturing Structure, 1860-1987." *Quarterly Journal of Economics* 110(4)(November) 881-908.
1998. "Economic Integration and Convergence: U. S. Regions, 1840-1987." *Journal of Economic History* 58(3)(September) 659-683.
- Kim, S. and R. A. Margo 2003. "Historical Perspective on U. S. Economic Geography." NBER Working Paper No. 9594 (March)
- Keller, W. and C. H. Shiue 2004. "Market Integration and Economic Development: A Long-run Comparison." NBER Working Paper No. 10300 (February)
- Krugman, Paul 1980. "Scale Economy, Product Differentiation, and the Pattern of Trade." *American Economic Review* 70(5)(December) 950-959.
- 1991a. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy* 99(3)(June) : 483-499.
- 1991b. *Geography and Trade*. Cambridge MA: MIT Press.
- Krugman, Paul and A. Venables 1995. "Globalization and the Inequality of Nations." *Quarterly Journal of Economics* 110(4)(November) 857-880.
- Lai H. and D. Trefler 2002. "The Gain from Trade with Monopolistic Competition: Specification, Estimation and Mis-specification." NBER Working Paper No. 9169 (September)
- Matsuyama K. 1992. "Agricultural Productivity, Comparative Advantage and Economic Growth." *Journal of Economic Theory* 58: 317-334.
2002. "The Rise of Mass Consumption Societies." *Journal of Political Economy* 110(5)(October) 1035-1070.
- McCallum, J. 1995. "National Borders Matter: Canadian-U. S. Regional Trade Patterns." *American Economic Review* 85(3)(June) 615-623.
- Okamoto, N. and T. Ihara eds. 2004. *Spatial Structure and Regional Development in China: Interregional Input-Output Approach*. Tokyo: IDE/JETRO.
- Poncet, S. 2003. "Measuring Chinese Domestic and International Integration." *China Economic Review* 14(1) 1-21.
- Puga, D. 1999. "The Rise and Fall of Regional Inequalities." *European Economic Review* 43(2)(February) 303-334.
- Qian, Y. and B. R. Weingust 1996. "China's Transition to Markets: Market-Preserving Federalism, Chinese Style." *Journal of Policy Reform* 1: 149-185.
- Qian, Y. and G. Roland 1998. "Federalism and the Soft Budget Constraint." *American Economic Review* 88(5)(December) 1143-1162.
- Redding, S., and A. Venables 2004. "Economic Geography and International Inequality." *Journal of International Economics* 62(1)(January) 53-82.
- Shiue, C. H. and W. Keller 2004. Markets in China and Europe on the Level of the Industrial Revolution. NBER Working Paper No. 10778 (September)
- Trionfetti, F. 2001. "Using Home-biased Demand to Test Trade Theories." *Weltwirtschaftliches Archiv* 137(3) 404-426.
- Weder, R. 2003. "Comparative Home-market Advantage: An Empirical Analysis of British and American Exports." *Review of World Economics/ Weltwirtschaftliches Archiv* 139(2) 220-247.
- Whalley, J. and S. Zhang 2004. "Inequality Change in China and (Hukou) Labour Mobility Restrictions." NBER Working Paper No. 10683 (August)
- World Bank 1994. *China: Internal Market Development and Regulation*. Washington D. C. : The World Bank.
- Young, A. 2000a. "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China." *Quarterly Journal of Economics* 115 (4)(November) 1091-1135.
- 2000b. "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period." NBER Working Paper No.7856 (August)

<インターネット> (いずれも2005年10月アクセス)

(中国語)

労働和社会保障部培訓就業司・国家統計局農村社会經濟
調査總隊 2001. 「1999年中国農村労働力就業及流
動狀況」(<http://www.lm.gov.cn>)

2002. 「2000年中国農村労働力就業及流動狀況」

(<http://www.lm.gov.cn>)

中華人民共和國商務部ホームページ (<http://www.mof-com.gov.cn>) .

(英語)

Hanson, G. H. 2001. "Market Potential, Increasing Re-
turns, and Geographical Concentration." UC San
Diego (December) (Revised version of NBER
Working Paper No. 6429 (February) 1998: [http://
www2-irps.ucsd.edu/faculty/gohanson/index.htm/
#/Research](http://www2-irps.ucsd.edu/faculty/gohanson/index.htm/#/Research))

Jin, H.,/Y. Qian and B. R. Weingust 1999. "Regional De-
centralization and Fiscal Incentives: Federalism,
Chinese Style." Stanford University, Economics
Department Working Papers 99-013 (March)
(<http://www-econ.stanford.edu/faculty/index.html>)
[revised in December 2004]

Head, K. and T. Mayer 2003. "The Empirics of Agglom-
eration and Trade." Mimeo., University of British
Columbia (June) ([http://pacific.sauder.ubc.ca/
keith/](http://pacific.sauder.ubc.ca/keith/))

Hummels, D. 2001. "Towards a Geography of Trade
Costs." Mimeo. Purdue University (September)
(<http://www.mgmt.purdue.edu/faculty/hummelsd/>)

Li, Kui-Wai 2003. "China's Capital and Productivity
Measurement Using Financial Resources." Yale
University, Economic Growth Center, Center Dis-
cussion Paper No. 851 (February) ([\[econ.yale.edu/~egcenter/research.htm\]\(http://econ.yale.edu/~egcenter/research.htm\) \)](http://www.</p></div><div data-bbox=)

Li, S., Y. Liu and B. Chen 2003. "Reserch on Measures,
Objects and Degree of Local Protection in Chinese
Domestic Market-An Analysis Based on Sample
Survey." Paper Presented at the 4 th Internation-
al Conference on Chinese Economy: The Efficien-
cy of China's Economic Policy, CERDI, Clemont
-Ferrand, France, October. ([http://www.
cerdi.org/Colloque/IDREC 2003/ShantongLi.pdf](http://www.cerdi.org/Colloque/IDREC 2003/ShantongLi.pdf))

Midelfart-Knarvik, K. H. et al. 2000. "The Location of
European Industry." Report prepared for the Di-
rectorate General for Economic and Financial Af-
fairs, European Commission.([http://econ.lse.ac.uk/
staff/ajv/fineuloc.pdf](http://econ.lse.ac.uk/staff/ajv/fineuloc.pdf))

Overman, H.G., S. Redding and A. J. Venables 2001.
"The Economic Geography of Trade, Production,
and Income: A Survey of Empirics." Mimeo., Lon-
don School of Economics(July)([http://econ.lse.ac.
uk/staff/ajv/research_material.html#equili](http://econ.lse.ac.uk/staff/ajv/research_material.html#equili))

Poncet, S. 2002. "A Fragmented China: Measure and
Determinants of Chinese Domestic Market Disin-
tegration." Centre d'Etudes de Recherches sur le
Developpement Internationale (November)
([http://www.cerdi.org/Publi/DOC_ED/2002c-
21.pdf](http://www.cerdi.org/Publi/DOC_ED/2002c-21.pdf))

[付記] 本稿を作成するに当たって、3人の匿名
レフェリーから貴重なコメント・ご批判を頂いた。
ここに記して謝意を表わしたい。もちろん残る過
誤は筆者に帰する。

(甲南大学経済学部教授, 2004年5月18日受付,
2005年7月21日レフェリーの審査を経て掲載決定)